

Innovatie en productiviteit: het Solow-residu ontrafeld

Piet Donselaar



Innovatie en productiviteit: het Solow-residu ontrafeld

Innovation and Productivity: The Solow Residual Disentangled

Proefschrift

ter verkrijging van de graad van doctor aan de
Erasmus Universiteit Rotterdam
op gezag van de
rector magnificus

prof.dr. H.G. Schmidt

en volgens besluit van het College voor Promoties.

De openbare verdediging zal plaatsvinden op
donderdag 10 november 2011 om 9.30 uur

door

Pieter Donselaar
geboren te Leusden



Promotiecommissie

Promotor: Prof.dr. J. van Sinderen

Overige leden: Prof.dr. H.H. van Ark
Prof.dr. B.M. Balk
Prof.dr. A.R. Thurik

ISBN 978-90-5335-473-5

Druk: Ridderprint BV, Ridderkerk

Illustratie op de voorkant: Robert M. Solow, getekend door Koos de Wilt; de ring symboliseert de arbeidsproductiviteitsgroei met het Solow-residu als component daarvan

© 2011 Piet Donselaar

“If I have seen further it is by standing on ye sholders of Giants.”

Isaac Newton (1676)

Voorwoord

Dit proefschrift is het resultaat van vier jaar werk in de vrije tijd. Op het Ministerie van Economische Zaken had ik eerder al veel onderzoek gedaan. In de loop van het vorige decennium kwam de vraag op of ik als onderzoeksmatig persoon niet wilde promoveren op basis van onderzoek dat op het ministerie was uitgevoerd. Op een bepaald moment is de keuze gemaakt om dat te doen. In overleg met Jarig van Sinderen als promotor is een thema gekozen dat wetenschappelijk zeer relevant en uitdagend is: de ontrafeling van het Solow-residu.

Hoewel het proefschrifttraject formeel een activiteit in de vrije tijd is geweest, is het nauw gerelateerd aan het onderzoeksmatige en strategische werk dat parallel lopend op het ministerie werd verricht. Het werken aan het proefschrift is ook gefaciliteerd door het ministerie, onder andere door gedurende een deel van de periode een dag per week bijzonder verlof toe te kennen en door actieve dienstverlening van het Informatiecentrum bij het verkrijgen van literatuur. Ik ben het ministerie erkentelijk voor het op die wijze ondersteunen van het proefschriftproces. Tevens bedank ik de collega's voor de belangstelling en geestelijke steun bij het schrijven van het proefschrift.

Nu is het dan zover dat het proefschrift er ligt. Nora van der Wenden, de obstakels zijn overwonnen. Freeke Heijman, er is licht gekomen aan het eind van de tunnel. Juri Roerink, geen vermoeidheidsverschijnselen meer aan de andere kant van het vierpersoonsblok. Pieter de Bruijn, de vakbroeders kunnen nu verder aan de slag. De collega's zijn gewend zich bij onderzoek af te vragen wat de beleidsimplicaties zijn. Heel kort weergegeven vormt het proefschrift een sterke wetenschappelijke onderbouwing van de kennis-economie als drijvende kracht achter de productiviteitsgroei en daarmee ook de welvaarts-groei. Innovatie heeft hierbinnen een zeer belangrijke rol, waarmee het bevorderen van de innovatiekracht van de Nederlandse economie een voorname opgave is in het belang van de welvaartsontwikkeling in Nederland. Er zijn diverse instrumenten om de innovatiekracht te bevorderen. Die dienen voluit te worden benut daar waar de markt zijn werk zelf niet voldoende doet vanwege markt- en systeemimperfecties. Dat wisten de collega's al, maar nu ligt er een uitgebreide wetenschappelijke onderbouwing met kwantificeringen van invloeden van diverse te onderscheiden determinanten. Daarbij wordt uiteindelijk zelfs terechtgekomen bij concrete beleidsinstrumenten, zoals fiscale stimulering van Research & Development en de bescherming van intellectueel eigendom.

Het proefschrift is niet alleen geschreven als fundament voor economisch beleid, maar heeft in de eerste plaats een ambitieus wetenschappelijk doel. Het onderwerp past in de traditie van beleidsrelevant onderzoek zoals dat sinds de jaren tachtig op het ministerie heeft plaatsgevonden, met de vroegere secretaris-generaal prof.dr. F.W. Rutten en in zijn voetsporen (achtereenvolgens drs., dr. en prof.dr.) Jarig van Sinderen als belangrijke aanjagers. De lijn van beiden heeft me altijd erg aangesproken. Dit proefschrift is daar duidelijk door geïnspireerd.

Hierbij spreek ik grote dank uit naar Jarig voor de deskundige en prettige begeleiding die hij als hoogleraar economische politiek heeft gegeven bij het schrijven van het proef-

schrift. Humor gecombineerd met (vakmatige) ernst gaf kleur aan de besprekingen. De positie tussen wetenschap en beleid die we beiden innemen bij het uitoefenen van het vak van econoom en de lange periode dat we elkaar al kennen, waren goede grondslagen voor samenwerking. De gemeenschappelijke interesse in popmuziek zorgde voor verdere harmonie 'en marge' van de besprekingen.

Bijzondere dank gaat verder uit naar Luuk Klomp en Hugo Erken, die nauw betrokken zijn geweest bij het proefschriftproces als belangrijke sparring partners en adviseurs. Voorts bedank ik Victor Joosen, Vincent Pegt, Theo Roelandt en Roland Wubben voor de rol die zij intensief hebben vervuld als klankbord. De gesprekken met hen waren zeer nuttig voor het ordenen, toetsen en aanscherpen van gedachten. Dank gaat ook uit naar Koos de Wilt voor zijn hulp bij het maken van de omslag van het proefschrift.

Voor geestelijke steun bedank ik naast de collega's op het werk vrienden, familie en andere bekenden. Ik zou tegen al die personen willen zeggen: de proefschriftperiode was zinvol en boeiend, maar het is goed dat er nu weer tijd is voor een normaal leven met voldoende tijd voor ontspanning. De dag van 10 november zal die nieuwe periode inluiden. We gaan op weg naar Disco Dr. De Dons. Mannen van 't Bacchuis, het is een spektakel; daar past een sirene bij. Tot slot zou ik me tot meneer N.C. Gruis uit Gorinchem willen richten: hopelijk vindt u dit proefschrift waardevol werk van een ambtenaar.

Piet Donselaar
Rotterdam, september 2011

Inhoud

1	Inleiding	1
1.1	Inleiding.....	1
1.2	Technologische ontwikkeling als te verklaren factor binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.....	2
1.3	Aansluiting tussen de (semi-)endogene groeitheorie en de empirische benadering ter verklaring van de TFP-ontwikkeling.....	6
1.4	Empirische analyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in dit proefschrift.....	8
1.5	Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei: kwantitatieve ontrafeling van het Solow-residu aan de hand van empirische resultaten.....	11
1.6	Opbouw van het proefschrift.....	12
2	Groeiboekhouding en neoklassieke groeitheorie	15
2.1	Inleiding.....	15
2.2	Groeiboekhouding: decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei.....	16
2.3	Groeiboekhouding in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie.....	37
2.4	Samenvattend beeld.....	53
	Bijlage bij hoofdstuk 2.....	56
3	Verklaring van de TFP-groei vanuit de (semi-)endogene groeitheorie	59
3.1	Inleiding.....	59
3.2	Verschillende modellen binnen de (semi-)endogene groeitheorie.....	60
3.3	Beperking van (semi-)endogene groeimodellen: benadering van kennis op het wereldwijde niveau.....	73
3.4	Empirische toetsing van (semi-)endogene groeimodellen op basis van patent-data.....	76
3.5	Empirische toetsing van de verklaringskracht van (semi-)endogene groeimodellen voor de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau.....	80
3.6	Samenvattend beeld.....	104
	Bijlage bij hoofdstuk 3.....	108
4	Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei: R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’	125
4.1	Inleiding.....	125
4.2	Standaardvariant van de R&D-kapitaalbenadering: vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar.....	126
4.3	R&D-kapitaalbenadering met afschrijvingen afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen.....	134
4.4	R&D-kapitaalbenadering waarbij de groei van de productiviteit lineair afhankelijk wordt geacht van het niveau van de R&D-intensiteit.....	145
4.5	Aanvullende benadering: ‘catching-up’.....	153
4.6	Samenvattend beeld.....	155
	Bijlage bij hoofdstuk 4.....	160

5	Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief	163
5.1	Inleiding.....	163
5.2	Ontwikkeling (groei en niveaus) van de arbeidsproductiviteit.....	164
5.3	Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei en van arbeidsproductiviteitsniveaoverschillen tussen landen (groeiboekhoudingsbenadering)	169
5.4	Gewogen arbeidsdiensten in relatie tot de gemiddelde opleidingsduur	177
5.5	Fysiek kapitaal: kapitaaldiensten en kapitaalvoorraad	180
5.6	R&D als inputfactor voor de innovatiekracht	185
5.7	Samenvattend beeld.....	193
	Bijlagen bij hoofdstuk 5.....	196
6	Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven: verklarende variabelen, mechanismen en methodologie	211
6.1	Inleiding.....	211
6.2	Verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling: effecten van fysiek kapitaal en menselijk kapitaal naast de TFP-ontwikkeling	214
6.3	Verklaring van de TFP-ontwikkeling: R&D-kapitaal en ‘catching-up’	223
6.4	Verklaring van de TFP-ontwikkeling: andere variabelen	233
6.5	Verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven.....	244
6.6	Methodologie: panelanalyses volgens de coïntegratiebenadering	266
6.7	Samenvattend beeld.....	268
	Bijlagen bij hoofdstuk 6.....	272
7	Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling	295
7.1	Inleiding.....	295
7.2	Te schatten langetermijnevenwichtsrelatie.....	295
7.3	Empirische schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie.....	306
7.4	Geschatte langetermijnevenwichtsrelatie: empirische voorkeursvergelijking	320
7.5	Uit de empirische voorkeursvergelijking resulterende elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal	332
7.6	Dynamische specificaties	339
7.7	Samenvattend beeld.....	345
	Bijlage bij hoofdstuk 7.....	349
8	Panelanalyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven	363
8.1	Inleiding.....	363
8.2	Te schatten langetermijnevenwichtsrelatie.....	363
8.3	Empirische schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie.....	374
8.4	Geschatte langetermijnevenwichtsrelatie: empirische voorkeursvergelijking	383
8.5	Dynamische specificaties	398
8.6	Samenvattend beeld.....	402
	Bijlage bij hoofdstuk 8.....	406

9	Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen	413
9.1	Inleiding.....	413
9.2	Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.....	415
9.3	Decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven.....	427
9.4	Doorwerking van determinanten van R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei	440
9.5	Samenvattend beeld.....	450
	Bijlagen bij hoofdstuk 9.....	453
10	Samenvatting, conclusies en beleidsimplicaties.....	473
10.1	Inleiding.....	473
10.2	Thema en werkwijze.....	473
10.3	Belangrijkste bevindingen en beleidsimplicaties	476
10.4	Bespreking van de afzonderlijke hoofdstukken	483
	Referenties.....	501
	English Summary	531
	Curriculum vitae	549

1 Inleiding

1.1 Inleiding

Dit proefschrift staat in het teken van de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De arbeidsproductiviteitsgroei geeft de volumegroei van het bruto binnenlands product per eenheid ingezette arbeid weer en is daarmee sterk bepalend voor de (materiële) welvaarts­groei in een land.¹ Een goed inzicht in de verklarende factoren achter de arbeidsproductiviteits­groei is daarom van centraal belang binnen de economische wetenschap. Voor politici en economische beleids­makers op de departementen vormt die kennis vervolgens een sleutel voor beleid gericht op meer welvaarts­groei in een land.

Binnen de arbeidsproductiviteits­groei speelt het Solow-residu een belangrijke rol. Het Solow-residu geeft de arbeidsproductiviteits­groei weer die niet verklaard kan worden uit de groei van de hoeveelheid (fysiek) kapitaal per eenheid arbeid. Technologische ontwikkeling en de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid zijn de twee hoofd­factoren achter dit residu. Wetenschappelijk ligt er een grote uitdaging in de verklaring van het Solow-residu. In de economische wetenschap is op dit terrein al veel bereikt, maar er bestaat nog een te diffuus en gefragmenteerd beeld van de mechanismen achter het Solow-residu en van het relatieve belang van de verschillende verklarende factoren daarvoor.

In de loop der jaren is veel onderzoek verschenen waarin technologische ontwikkeling als factor achter het Solow-residu geëndogeniseerd werd. Research & Development (R&D) speelt in die onderzoeken een hoofdrol als fundamentele basis voor innovatie. Ondanks al dat onderzoek is er nog veel onduidelijkheid over de doorwerking van R&D in de arbeidsproductiviteits­ontwikkeling. Zo bestaan er verschillende versies van de (semi-)endogene groeitheorie naast elkaar. Deze theorieën hebben sterk uiteenlopende implicaties voor de doorwerking van R&D in de arbeidsproductiviteits­ontwikkeling, maar zijn moeilijk empirisch toetsbaar en zijn daarnaast vooral van toepassing op het wereldwijde niveau in plaats van het niveau van individuele landen. In empirisch onderzoek op het niveau van individuele landen is het gebruikelijk om te werken met de R&D-kapitaalbenadering, die al een lange historie heeft en in technisch opzicht gemakkelijk hanteerbaar is. Er wordt daarbij uitgegaan van de premisse dat de technologische ontwikkeling bepaald wordt door de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal. Bij de concrete empirische uitwerking komen echter ook bij deze benadering sterk van elkaar verschillende varianten voor.

¹ Materiële welvaarts­groei is te benaderen als de volumegroei van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking. Die kan worden uitgesplitst in de volgende twee componenten: de groei van de arbeidsproductiviteit en de groei van de hoeveelheid ingezette arbeid per hoofd van de bevolking. Welvaart is hierbij geldelijk benaderd in termen van gegenereerde materiële productie en daarmee inkomen. Hierbij wordt geabstraheerd van minder goed in geld uit te drukken effecten op de terreinen van bijvoorbeeld milieu, volksgezondheid en het nut dat door individuen wordt ontleend aan uren vrije tijd (in vergelijking met gewerkte uren). Theoretisch gezien verdient een breed welvaarts­begrip, waarin ook immateriële zaken meewegen, de voorkeur (zie bijvoorbeeld Heertje, 2007). Een objectieve meting van dit brede begrip van welvaart is echter niet mogelijk bij de huidige stand van de kennis (zie bijvoorbeeld Centraal Planbureau, 2009).

Ook over de rol van factoren buiten R&D als determinanten van het Solow-residu, onder andere op het terrein van menselijk kapitaal, bestaat nog veel onduidelijkheid. De empirische literatuur kenmerkt zich door uiteenlopende modelleringen van variabelen en sterk variërende resultaten. Een beperking is verder dat in empirische analyses vaak slechts een beperkt aantal factoren naast elkaar in beschouwing worden genomen. Hierdoor is het lastig om een integraal beeld te krijgen van de invloeden van diverse factoren naast elkaar. Het buiten beschouwing laten van relevante factoren in empirische analyses kan daarnaast ook onzuivere schattingen van coëfficiënten tot gevolg hebben ('omitted variables bias').

Met dit proefschrift wordt beoogd het inzicht in de verklarende factoren en mechanismen achter het Solow-residu sterk te vergroten. Het doel van het proefschrift en de daarbij gevolgde aanpak kunnen als volgt worden geformuleerd:

Het doel van dit proefschrift is om het Solow-residu theoretisch en empirisch te ontrafelen. Dit gebeurt door mechanismen bloot te leggen achter het Solow-residu, de determinanten van het Solow-residu in een breed totaalkader te plaatsen en uiteindelijk een zo vergaand mogelijke empirische verklaring te bieden voor het Solow-residu binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De empirische verklaring vindt plaats aan de hand van tijdreeksen voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006 en bouwt voort op bevindingen bij de theoretische ontrafeling van het residu.

In de volgende paragraaf wordt aan de hand van literatuur een kader geschetst voor de verklaring van technologische ontwikkeling als hoofdfactor binnen het Solow-residu. In paragraaf 1.3 wordt besproken hoe de in empirisch onderzoek veel gehanteerde R&D-kapitaalbenadering kan worden aangesloten bij de theoretisch georiënteerde (semi-)endogene groei modellen. Hier wordt duidelijk gemaakt hoe technologische ontwikkeling wordt geëndogeniseerd in dit proefschrift. Paragraaf 1.4 beschrijft hoe wordt gewerkt aan een brede empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling aan de hand van een groot aantal verklarende factoren en mechanismen. Vanwege de grote rol die R&D-kapitaal daarbij speelt, vindt een aparte empirische verklaring plaats ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven. In paragraaf 1.5 komt aan de orde dat de schattingsresultaten vervolgens worden gekoppeld aan de feitelijke ontwikkelingen van verklarende variabelen. Dat levert een kwantificering op van de bijdragen die de verschillende verklarende factoren hebben geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland en drie andere landen (Finland, Duitsland en de Verenigde Staten) over de periode 1970-2006. Daarmee wordt het Solow-residu uiteindelijk in vergaande mate kwantitatief ontrafeld voor de vier landen. Paragraaf 1.6 geeft tot slot de opbouw van het proefschrift weer met een korte bespreking van de verschillende hoofdstukken.

1.2 Technologische ontwikkeling als te verklaren factor binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Solow-residu/TFP-groei: onverklaard residu binnen de arbeidsproductiviteitsgroei

Het Solow-residu verwijst naar een groeiboekhoudingsanalyse (internationaal bekend als 'growth accounting') van Solow (1957). Solow werkte een methode uit om de arbeidsproductiviteitsgroei op basis van enkele neoklassieke veronderstellingen 'boekhoudkundig' uit te splitsen in een bijdrage van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en

een onverklaarde residue factor. Die onverklaarde factor werd als een maatstaf voor technologische ontwikkeling in brede zin beschouwd. In de analyse van Solow, die betrekking had op de Verenigde Staten over de periode 1909-1949, werd een groot residu berekend, dat bijna 90% bedroeg van de arbeidsproductiviteitsgroei. Daaraan voorafgaand waren al vergelijkbare (groeiboekhoudings)analyses beschikbaar met nog minder sterk ontwikkelde fundamenten vanuit de neoklassieke theorie. Een voorbeeld hiervan is een analyse van Abramovitz (1956), die eveneens betrekking had op de Verenigde Staten over een lange periode en globaal dezelfde uitkomsten opleverde. Abramovitz beschouwde het residu als een maatstaf van onze onwetendheid ('measure of our ignorance') over de oorzaken van economische groei. Daarmee gaf hij een grote uitdaging aan voor de economische wetenschap.

De groeiboekhoudingsanalyse van Solow (1957) heeft een belangrijke fundamentele grondslag gevormd voor groeiboekhoudingsanalyses die door vele onderzoekers in latere jaren zijn uitgevoerd. In de analyse van Solow werd nog geen rekening gehouden met menselijk kapitaal, zodat het residu naast een invloed van technologische ontwikkeling ook de invloed van menselijk kapitaal omvatte. In latere onderzoeken werd de factor menselijk kapitaal systematisch betrokken in groeiboekhoudingsanalyses door naast een bijdrage van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid ook een bijdrage van kwaliteitsverbeteringen van de factor arbeid te berekenen. Het daaruit resulterende residu voor de arbeidsproductiviteitsgroei staat bekend als totale factorproductiviteitsgroei (TFP-groei). Dat residu geeft in sterkere mate dan het residu uit de analyse van Solow het deel van de arbeidsproductiviteitsgroei weer dat kan worden toegeschreven aan 'pure' technologische ontwikkeling. In niveaus uitgedrukt geeft de TFP weer hoeveel toegevoegde waarde er in de economie wordt gegenereerd in verhouding tot de totale inzet van arbeid (inclusief menselijk kapitaal) en fysiek kapitaal.

Technologische ontwikkeling als exogene factor ('manna from heaven')

De TFP-groei kan op theoretische gronden voor een groot deel in verband worden gebracht met technologische ontwikkeling, maar de bijdrage van technologische ontwikkeling aan de TFP-groei kan niet direct zichtbaar worden gemaakt binnen de groeiboekhoudingsanalyses. Voor het blootleggen van de rol van technologische ontwikkeling binnen de TFP-groei zijn empirische schattingen nodig, waarbij de TFP-ontwikkeling wordt gerelateerd aan variabelen die verklarend zijn voor de technologische ontwikkeling. In de groeiboekhoudingsbenadering is de technologische ontwikkeling achter de TFP-groei een onverklaarde factor. Dat geldt ook in de neoklassieke groeitheorie, die sterk verbonden is met de groeiboekhoudingsbenadering en waarvan Solow (1956) een belangrijke grondlegger is geweest. Technologische ontwikkeling speelt daarin een belangrijke rol voor de arbeidsproductiviteitsgroei, maar wordt als exogene factor behandeld. De wijze waarop technologische ontwikkeling in de neoklassieke groeimodellen voorkomt, wordt in de literatuur vaak gekarakteriseerd als 'manna from heaven' dat op de economie neerdaalt.² Robinson (1962, blz. 130) beschreef de groei van de (be-

² Zie bijvoorbeeld Hahn en Matthews (1964), Van Bergeijk e.a. (1995, blz. 9), Den Butter en Wollmer (1996) en Van Sinderen en Roelandt (1998). In de jaren vijftig heeft Schultz (1958a, 1958b) de uitdrukking 'manna from heaven' al gebruikt in relatie tot het onverklaarde residu in groeiboekhoudingsanalyses. Het woord 'manna' wordt als uitdrukking voor technologische ontwikkeling ook al aangetroffen in een postuum gepubliceerd artikel van Swan (2002), dat oorspronkelijk is geschreven in 1956. Swan (1956) is samen met Solow (1956) grondlegger van het neoklassieke groei-

roeps)bevolking en de technologische ontwikkeling als twee groeibepalende factoren binnen de neoklassieke groeitheorie waarop een ‘sociale planner’ (lees: de politiek) geen directe invloed zou hebben: ‘The planner has no jurisdiction over these growth rates, which he has to take as given by God and the engineers’.

Technologische ontwikkeling geëndogeniseerd: (semi-)endogene groeitheorie

Sinds de tweede helft van de jaren tachtig zijn (semi-)endogene groeimodellen ontwikkeld die het neoklassieke raamwerk aanvullen met endogene technologische ontwikkeling. Ook menselijk kapitaal is in diverse modellen als relevante factor geïncorporeerd. Daarmee geven de neoklassiek georiënteerde modellen die tegenwoordig beschikbaar zijn, een veel completer beeld van de determinanten van economische groei dan de oorspronkelijke neoklassieke groeimodellen. Een gemeenschappelijk kenmerk van de (semi)endogene groeimodellen is dat de technologische ontwikkeling afhankelijk wordt geacht van kennisontwikkeling, waarbij een belangrijke rol wordt toegekend aan R&D.

Er zijn echter verschillende stromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie, die sterk verschillende implicaties hebben voor de wijze waarop R&D doorwerkt in de groeivoet van de arbeidsproductiviteit op langere termijn. De benaderingen zijn sterk theoretisch van aard en slechts in beperkte mate onderworpen aan empirische toetsing. Daarmee is het de vraag welke versie van de (semi-)endogene groeitheorie de werkelijkheid het beste beschrijft. Een beperking van de verschillende (semi-)endogene groeimodellen is verder dat het benaderingen zijn die primair op het wereldwijde niveau van kennisontwikkeling betrekking hebben. Spillovers van kennisontwikkeling (externe effecten via kennisverspreiding) en veroudering van kennis zijn binnen deze modellen namelijk op het wereldwijde niveau van toepassing te achten. Hierdoor zijn ze veel lastiger interpreteerbaar op het niveau van individuele landen. Met andere woorden: ze geven niet concreet aan hoe de technologische ontwikkeling op het niveau van individuele landen verklaard kan worden.

Empirische benadering ter verklaring van de TFP-ontwikkeling: belangrijke rol voor R&D-kapitaal en ‘catching-up’

In empirisch onderzoek is al wel veel aandacht geschonken aan de verklaring van de TFP-component binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het niveau van individuele landen (dan wel sectoren of individuele bedrijven). In dat onderzoek worden met name R&D- en ‘catching-up’-variabelen gebruikt, waarbij slechts in beperkte mate een directe relatie valt te leggen met de (semi-)endogene groeitheorieën. Voor de R&D-variabelen wordt traditioneel uitgegaan van de R&D-kapitaalbenadering. Die benadering wordt al gebruikt sinds de jaren zestig (Mansfield, 1965; Evenson, 1968). Bij de R&D-kapitaalbenadering wordt de ontwikkeling van de TFP verklaard aan de hand van de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal. De voorraad R&D-kapitaal wordt traditioneel berekend door het volume van de R&D-uitgaven over een reeks van jaren te cumuleren en tevens rekening te houden met veroudering van kennis door een afschrijvingsvoet toe te passen op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Aanvullend op de R&D-kapitaalbenadering is ‘catching-up’ een belangrijk mechanisme voor de verklaring van de TFP-groei. Dat betreft de extra productiviteitsgroei die technologisch minder ontwikkelde landen kunnen bereiken door kennis toe te passen die in

model. Het postuum gepubliceerde artikel van Swan is een eerdere versie van het destijds gepubliceerde artikel van Swan (1956).

technologisch leidende landen is ontwikkeld. Technologisch minder ontwikkelde landen kunnen zich op die wijze optrekken aan technologisch leidende landen en qua productiviteitsniveau dichter in de buurt van die landen komen.

Rol van marktprikkels

R&D en ‘catching-up’ zijn in technisch opzicht als directe determinanten van de technologische ontwikkeling te beschouwen. R&D leidt echter niet automatisch tot innovatie en productiviteitsverhoging. Daarvoor is nodig dat R&D leidt tot commerciële toepassingen van nieuwe producten of processen. Ook ‘catching-up’ vindt niet automatisch plaats. Daarvoor dient technologische kennis van technologische leiders geabsorbeerd te worden en toegepast te worden in eigen innovatieprocessen. De literatuur geeft aan dat het zelf verrichten van R&D belangrijk is voor de capaciteit van een land om elders ontwikkelde technologische kennis te absorberen en toe te passen. Daarnaast zijn marktprikkels van belang voor de mate waarin elders ontwikkelde kennis wordt gebruikt in eigen innovatieprocessen, hetgeen ook geldt voor de benutting van kennis die uit eigen R&D voortkomt. Die marktprikkels zijn tevens van invloed op de mate waarin bedrijven R&D verrichten.

Baumol (2002, 2004) maakt aannemelijk dat marktprikkels die voortkomen uit het kapitalistische systeem de grote aanjager zijn van R&D en innovatie en daarmee indirect verantwoordelijk zijn voor de sterke welvaartsgroei die in de ontwikkelde landen heeft plaatsgevonden sinds de industriële revolutie. Baumol beschouwt het kapitalistische systeem als een ‘free-market innovation machine’, die zorgt voor aanhoudende substantiële welvaartsgroei via innovatie (en daaruit voortvloeiend productiviteitsgroei). Baumol baseert zich hierbij op historische gegevens over de welvaartsontwikkeling van Maddison (2001). Daaruit blijkt dat de welvaartsgroei sinds 1820 (de periode vanaf het ontstaan van het moderne kapitalisme) veel sterker is geweest dan in de eeuwen daaraan voorafgaand. Baumol ziet hierbij een belangrijke rol voor (innovatief) ondernemerschap en R&D. Met de visie van Baumol worden R&D en innovatie in een interessant breder perspectief geplaatst. Er wordt een fundamentele verklaring gegeven voor R&D en innovatie, namelijk marktprikkels vanuit het kapitalistische systeem. Concurrentie tussen bedrijven en het benutten van mogelijkheden tot het maken van winst zijn hierbij achterliggende factoren die bedrijven ertoe aanzetten om R&D te verrichten en innovaties te realiseren. Ondernemerschap is daarbij een belangrijk mechanisme voor de benutting van beschikbare technologische kennis in de richting van commerciële innovaties.

Met het bovenstaande is niet gezegd dat een toename van concurrentie tussen bedrijven leidt tot meer R&D en innovatie. Meer concurrentie leidt enerzijds tot grotere prikkels voor bedrijven om te innoveren, omdat innovatie een middel is om concurrentievoordeel te behalen op andere bedrijven dan wel een concurrentieachterstand te vermijden of te beperken. Anderzijds moeten bedrijven voldoende winsten op innovaties kunnen realiseren om innovaties te kunnen financieren en om innoveren überhaupt aantrekkelijk te laten zijn voor bedrijven. Empirische informatie over het effect van mededinging op R&D en innovatie is beperkt aanwezig. Hoewel er al jarenlang veel empirisch onderzoek heeft plaatsgevonden naar de relatie tussen concurrentie en R&D/innovatie, is er nog steeds onduidelijkheid over het effect van concurrentie op innovatie.³ Mededinging wordt wel alom als een belangrijke factor achter innovatie gezien

³ Zie bijvoorbeeld Brouwer e.a. (2004) voor een beschouwing van de literatuur.

en dat is ook gerechtvaardigd als we de visie van Baumol (2002, 2004) in overweging nemen. Daarmee lijkt in ieder geval vastgesteld te kunnen worden dat een vrije markteconomie cruciaal is voor innovatie. In de literatuur is echter een steeds breder gedragen opvatting dat er sprake is van een omgekeerd U-vormig verband tussen concurrentie en innovatie. Dat houdt in dat meer concurrentie tot een bepaald punt gunstig uit zou werken op innovatie en voorbij dat punt een negatieve invloed zou hebben.⁴

1.3 Aansluiting tussen de (semi-)endogene groeitheorie en de empirische benadering ter verklaring van de TFP-ontwikkeling

De R&D-kapitaalbenadering en de ‘catching-up’-benadering blijken in de praktijk goed werkbaar om de TFP-ontwikkeling in een land empirisch te verklaren.⁵ Daarmee kan de vraag gesteld worden wat de (semi-)endogene groeimodellen hier aan toevoegen. Er is feitelijk sprake van twee werelden, die van de theoretisch georiënteerde (semi-)endogene groeimodellen en die van de empirische verklaring van de productiviteitsgroei, die niet goed op elkaar aansluiten. In dit proefschrift zal een aansluiting worden gemaakt.

Eerst zal op het wereldwijde niveau empirisch worden getoetst welke van de hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie de beste verklaring biedt van de TFP-ontwikkeling (hoofdstuk 3 van dit proefschrift). Daarbij worden drie hoofdstromingen onderscheiden, die gerepresenteerd worden door de theorieën van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998). Volgens het model van Romer (1990) is de TFP-groei lineair afhankelijk van de absolute omvang van de R&D-inspanningen. In het model van Jones (1995) bepaalt de groei van de R&D-inspanningen de TFP-groei op lange termijn. Een verhoging van de omvang van de R&D-inspanningen (ten opzichte van een bepaald basispad met een bepaalde groei van de R&D-inspanningen) zou wel gedurende een lange transitieperiode een positieve (maar afnemende) invloed hebben op de TFP-groei. Volgens het model van Young (1998) is de TFP-groei lineair afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking in combinatie met de groei van de beroepsbevolking.

Modellen volgens deze hoofdstromingen worden via uitgebreide afleidingen en bewerkingen vertaald naar vergelijkingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau, waarna de empirische verklaringskracht van de drie hoofdstromingen kan worden vergeleken. Uit de empirische toetsing volgt dat het model van Jones (1995) de beste verklaringskracht biedt. Daarbij worden verder ook plausibele waarden gevonden voor de cruciale parameters uit het model van Jones (1995). Daarbij is een parameter die aangeeft hoe sterk bij de ontwikkeling van nieuwe kennis wordt voortgebouwd op kennis die al beschikbaar is, de

⁴ Zie bijvoorbeeld Boone en Van Damme (2004), Aghion en Griffith (2005), Brouwer (2007) en Brouwer en Van der Wiel (2010). Veel bekendheid heeft het werk van Aghion e.a. (2002, 2005) gekregen, waarin een omgekeerd U-vormig tussen concurrentie en innovatie verband empirisch wordt bevestigd. De gedachte dat sprake kan zijn van een omgekeerd U-vormig verband, bestaat echter al veel langer en werd in vroegere tijden al empirisch ondersteund in onderzoek van Scherer (1967).

⁵ Zie bijvoorbeeld Donselaar, Erken en Klomp (2003, 2004) voor een bespreking van diverse onderzoeken.

belangrijkste. Dit betreft een intertemporeel spillovereffect van al eerder ontwikkelde kennis, dat bekend staat als een ‘standing on shoulders’-effect.

Vervolgens blijkt het mogelijk te zijn om het model van Jones (1995) zoals dat op het wereldwijde niveau van toepassing is, te vertalen naar de R&D-kapitaalbenadering op het niveau van individuele landen. In beide benaderingen wordt de TFP-groei bepaald door de groei van een technologische kennisvoorraad. Om de benaderingen dicht bij elkaar te brengen, is het nodig dat bij de berekening van R&D-kapitaal veroudering van kennis niet langer wordt gekwantificeerd met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De kennisproductiefunctie uit het model van Jones (1995) geeft impliciet aan dat in de praktijk sprake is van een variabele afschrijvingsvoet op kennis in het voorgaande jaar. Die wordt op het wereldwijde niveau bepaald, afhankelijk van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis in verhouding tot de hoeveelheid kennis in het voorgaande jaar. De variabele afschrijvingsvoet die uit deze benadering volgt op het wereldwijde niveau, wordt in dit proefschrift als vernieuwend element verwerkt in de R&D-kapitaalbenadering op het individuele landenniveau.⁶

Via de hierboven besproken variabele afschrijvingsvoet wordt een kloof tussen de theoretisch georiënteerde (semi-)endogene groei modellen en de in empirisch onderzoek veel gehanteerde R&D-kapitaalbenadering overbrugd. Het leidt ertoe dat de R&D-kapitaalbenadering beter interpreteerbaar en realistischer wordt. Griliches (2000, blz. 54) wees al op het bezwaar dat het uitgaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal met zich meebrengt: *“It is obvious that such capital does not depreciate just because of the efflux of time or mechanical wear and tear. The obsolescence of private R&D results is clearly a function of the activity of others and is unlikely to occur at a constant rate.”* Met de in dit proefschrift gekozen benadering bij de afschrijvingen op R&D-kapitaal wordt tegemoetgekomen aan het door Griliches genoemde bezwaar.

Het voorgaande houdt in dat dit proefschrift twee substantiële vernieuwingen bevat in relatie tot de (semi-)endogene groeitheorie en de R&D-kapitaalbenadering:

- de empirische toetsing van drie (semi-)endogene groei modellen op het wereldwijde niveau, waarbij het model van Jones (1995) de grootste verklarende kracht blijkt te hebben voor de TFP-ontwikkeling;
- het aansluiten van de R&D-kapitaalbenadering op het model van Jones (1995) door een variabele afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal te kiezen die onder invloed staat van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis en deze toe te passen in de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau.

Naast R&D-kapitaal is ‘catching-up’ een belangrijke factor voor de verklaring van de TFP-groei op het niveau van individuele landen. Op het wereldwijde niveau van de (semi-)endogene groei modellen speelt ‘catching-up’ geen expliciete rol. Op het wereldwijde niveau kan het als een onderdeel van de intertemporele spillovers van kennis worden beschouwd. Op het niveau van individuele landen komen intertemporele spillovers bij de R&D-kapitaalbenadering tot uitdrukking in effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal. Effecten van

⁶ Hierbij wordt deels voortgebouwd op eerder werk van Bitzer (2005). Dat wordt verder besproken in paragraaf 4.3 van dit proefschrift.

buitenlands R&D-kapitaal geven daarbij echter nog geen volledig beeld van de internationale spillovers van kennis, omdat de internationale spillovers deels afhankelijk zijn van de technologische afstand tussen landen. Via ‘catching-up’ kunnen technologisch minder ontwikkelde landen extra productiviteitsgroei bereiken ten opzichte van wat verwacht zou kunnen worden op grond van de groei van de voorraden binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal. Er komt als het ware een extra overloop vanuit het meest ontwikkelde land naar het minder ontwikkelde land bij.

1.4 Empirische analyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in dit proefschrift

Empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

In de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in dit proefschrift wordt met een groot aantal verklarende factoren rekening gehouden. Diverse mechanismen en variabelen worden daarbij als ‘puzzelstukjes’ gecombineerd tot een geïntegreerd geheel.⁷ Er wordt sterk voortgebouwd op allerlei inzichten uit de literatuur, om op die wijze binnen het empirisch onderzoek een ‘standing on shoulders’-effect te bereiken. Op afzonderlijke onderdelen krijgt de precieze modellering veel aandacht, waarbij op diverse onderdelen vernieuwingen worden aangebracht ten opzichte van de bestaande modelleringen in de literatuur.

De ontwikkeling van R&D-kapitaal en ‘catching-up’ worden in de empirische analyse behandeld als kernfactoren ter verklaring van de TFP-ontwikkeling.⁸ Voor de verklaring van het Solow-residu is ook de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid een kernfactor. De hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid wordt bij de empirische schattingen hoofdzakelijk gerepresenteerd door de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar).⁹ Daarnaast wordt rekening gehouden met een (mogelijke) negatieve invloed van de inzet van arbeid in verhouding tot de omvang van de bevolking op de hoeveelheid menselijk kapitaal binnen de ingezette arbeid. Een grotere inzet van arbeid in verhouding tot de omvang van de bevolking kan namelijk gepaard gaan met meer inzet van minder productieve arbeid.¹⁰

⁷ Zie Bartelsman en De Groot (2004) voor een eerder integrerend raamwerk voor de determinanten van de productiviteitsontwikkeling op basis van theoretische en empirische bevindingen in de literatuur. Het raamwerk in dit proefschrift geeft hier een vervolg aan, gericht op een concrete empirische uitwerking met lange tijdreeksen op macroniveau.

⁸ Conform bijvoorbeeld Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) voor R&D-kapitaal en Griffith, Redding en Van Reenen (2004) voor ‘catching-up’ als aanvullend mechanisme. Op de onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001) wordt sterk voortgebouwd in de empirische analyse. Op het onderzoek van Griffith, Redding en Van Reenen (2004) wordt deels voortgebouwd.

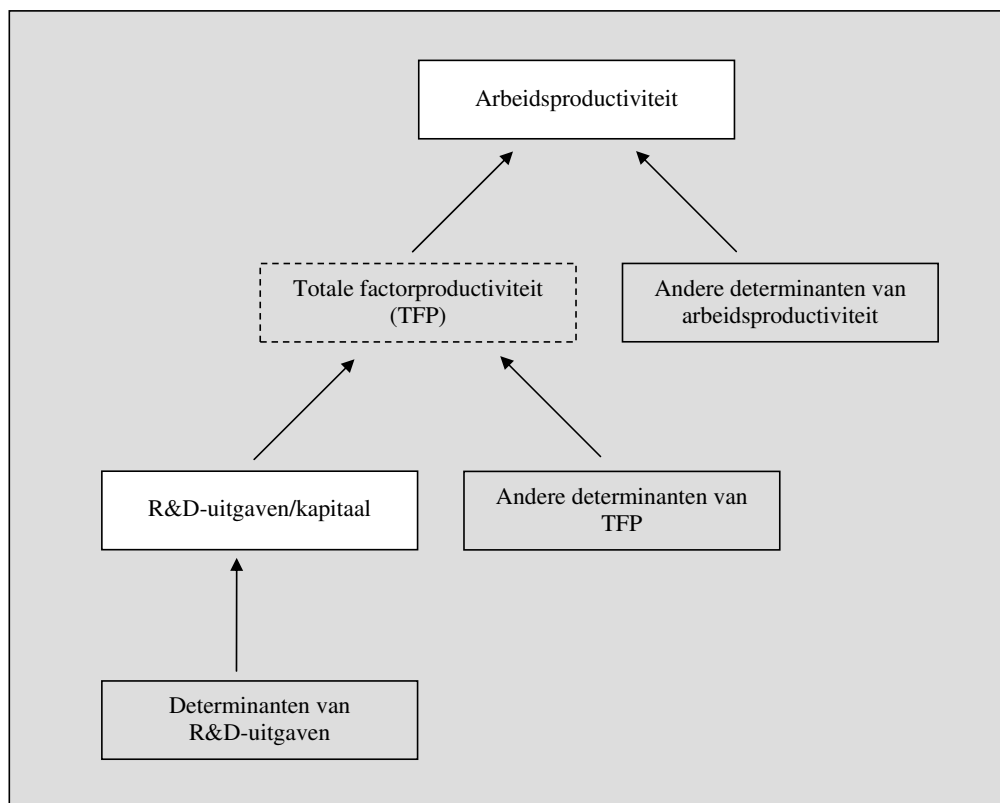
⁹ Hierbij wordt sterk voortgebouwd op eerder onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007).

¹⁰ Zie bijvoorbeeld Pomp (1998), Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007). Op de twee laatstgenoemde onderzoeken wordt sterk voortgebouwd in de empirische analyse.

Aanvullend: empirische analyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven

Aangezien (binnenlands) R&D-kapitaal in een land wordt opgebouwd met R&D-uitgaven, is het bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land ook van belang om zicht te hebben op de verklarende factoren achter de ontwikkeling van de R&D-uitgaven. Daarbij valt een onderscheid te maken tussen R&D-uitgaven van bedrijven (private R&D) en R&D-uitgaven van publieke instellingen (publieke R&D). De R&D-uitgaven van publieke instellingen zijn voor het overgrote deel afhankelijk van overheidsfinanciering. Empirisch valt daar niet veel aan toe te voegen. De R&D-uitgaven van bedrijven zijn afhankelijk van beslissingen van bedrijven, die op bedrijfseconomische gronden worden genomen. Die beslissingen zijn mede afhankelijk van diverse macro-economische en institutionele factoren. Dat maakt het waardevol om naast een empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling ook een empirische analyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven uit te voeren (in hoofdstuk 8). Bepaalde variabelen zullen via de R&D-uitgaven van invloed blijken te zijn op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Voor andere variabelen geldt dat deze zowel een directe invloed op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling hebben als een indirecte invloed via de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven. Figuur 1.1 geeft schematisch weer hoe de twee te schatten vergelijkingen tot elkaar in relatie staan.

Figuur 1.1 Schematisch kader voor de twee te schatten vergelijkingen



Methodiek: panelschattingen op basis van lange tijdreeksen

Beide hierboven genoemde empirische analyses vinden plaats aan de hand van panelschattingen voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006. De 20 landen zijn (in alfabetische volgorde): Australië, België, Canada, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Ierland, Italië, Japan, Nederland, Nieuw Zeeland, Noorwegen, Oostenrijk, Portugal, Spanje, de Verenigde Staten, het Verenigd Koninkrijk, Zweden en Zwitserland. Een panelanalyse voor een groot aantal landen over een lange periode heeft als voordeel dat het aantal waarnemingen groot is ($20 \text{ landen} \times 37 \text{ jaar} = 740 \text{ waarnemingen}$), waardoor de effecten sterker bloot te leggen zijn. De schattingen worden uitgevoerd op basis van de coïntegratiemethodiek volgens de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Die methodiek houdt in dat eerst langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus worden geschat, waarna vervolgens de kortermijndynamiek wordt geschat aan de hand van foutcorrectiespecificaties. Binnen de dynamische specificaties wordt verder op coïntegratie getoetst door de coëfficiënt voor de foutcorrectieterm op significantie te beoordelen.

Bij de empirische schattingen worden zo veel mogelijk relevante variabelen benut waarvoor lange tijdreeksen beschikbaar zijn voor de 20 OECD-landen. Voor diverse relevante variabelen ontbreken de benodigde lange tijdreeksen. Er kan bijvoorbeeld geen gebruik worden gemaakt van cijfers uit de Community Innovation Survey, waarbinnen diverse indicatoren gemeten worden die inzicht geven in de werking van het innovatiesysteem, onder andere aan de hand van variabelen over technologische samenwerking tussen bedrijven en tussen bedrijven en publieke kennisinstellingen.¹¹ Ook kunnen geen variabelen voor dynamiek (toe- en uitbreiding van bedrijven) en innovatief ondernemerschap (bijvoorbeeld technostarters en snelgroeiende bedrijven) worden opgenomen, omdat daarvoor eveneens lange reeksen ontbreken. Dat geldt ook voor variabelen op het terrein van regelgeving en regeldruk.

Voorts gelden er beperkingen bij het onderzoeken van het belang van mededinging voor R&D en de productiviteitsontwikkeling. Met internationale concurrentie kan rekening worden gehouden door een variabele op te nemen voor de openheid van de economie, die naast concurrentie van buitenlandse bedrijven tevens de omvang van buitenlandse afzetmarkten representeert. Met concurrentie tussen binnenlandse bedrijven op de binnenlandse afzetmarkt kan deels rekening worden gehouden met een variabele voor de kapitaalinkomensquote, die de winstgevendheid van bedrijven representeert. Een directe maatstaf voor de intensiteit van de concurrentie zou hier de voorkeur verdienen, maar daarvoor ontbreken de benodigde tijdreeksen. Zo heeft Boone (2000) de winstelasticiteit als maatstaf voor de intensiteit van concurrentie ontwikkeld, die aangeeft hoe sterk de winst van een bedrijf negatief reageert op een verhoging van de kosten van een bedrijf. Cijfers hierover zijn vooralsnog alleen op sectorniveau beschikbaar, voor slechts enkele landen en voor (relatief) korte perioden.¹²

¹¹ Deze enquête, gecoördineerd door Eurostat, is slechts een beperkt aantal keren gehouden (voor het eerst over het jaar 1992) en bovendien alleen in Europese landen.

¹² De indicator wordt gemeten aan de hand van regressies voor afzonderlijke sectoren met microdata. Zie Boone, Van Ours en Van der Wiel (2007) en Polder e.a. (2009) voor berekeningen met data voor Nederland en Griffith, Boone en Harrison (2005) voor berekeningen met data voor het Verenigd Koninkrijk.

Mogelijke toepassing: gebruik van empirische resultaten in macro-economische modellen

De schattingsresultaten zijn bruikbaar om het Solow-residu te endogeniseren in een macro-economisch model. Het is nog verre van gangbaar om menselijk kapitaal en technologische ontwikkeling als endogene factoren op te nemen in macro-economische modellen, ondanks de grote rol die deze factoren vervullen bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei volgens veel empirisch onderzoek. Eerder is op dit terrein op het Ministerie van Economische Zaken al het MESEMET-model ontwikkeld als toegepast evenwichtsmodel met endogene technologie en menselijk kapitaal.¹³ Dat is een gekalibreerd model, sterk gebaseerd op empirische resultaten uit de literatuur. Daar ging een soortgelijk model (genaamd EnTech) aan vooraf, ontwikkeld door Den Butter en Wollmer (1992, 1996) en Den Butter en Van Zijp (1995).¹⁴ In dit proefschrift worden modelsimulaties met de schattingsresultaten achterwege gelaten. Wel worden historische simulaties gepresenteerd, waarbij met behulp van de schattingsresultaten in beeld wordt gebracht welke bijdragen de verschillende determinanten in het verleden hebben geleverd aan de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en daarbinnen het Solow-residu. Daar wordt in de volgende paragraaf verder op ingegaan.

Relevantie voor beleid

Het proefschrift heeft allereerst een wetenschappelijk doel: het verkrijgen van een beter inzicht in de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de R&D-uitgaven van bedrijven. Vanwege het grote belang van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling voor de economische groei en de welvaartsontwikkeling ligt er ook direct een grote beleidsmatige relevantie. Uit de empirische resultaten zijn diverse conclusies te trekken die relevant zijn voor het economische beleid in het algemeen en in het innovatiebeleid in het bijzonder. Er volgt echter niet een kant-en-klare blauwdruk voor beleidsvernieuwing. Bij de vertaling naar het beleid zijn verschillende politieke afwegingen mogelijk. Bovendien dient men zich altijd af te vragen in hoeverre (intensivering van) overheidsbeleid te legitimeren is op grond van marktfalen of systeemfalen (binnen het innovatiesysteem). In het afsluitende hoofdstuk van dit proefschrift worden verschillende beleidsimplicaties geformuleerd, gekoppeld aan een bespreking van de belangrijkste onderzoeksresultaten.

1.5 Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei: kwantitatieve ontrafeling van het Solow-residu aan de hand van empirische resultaten

Inzicht in de verklarende kracht van diverse factoren voor het Solow-residu wordt direct verkregen uit de schattingsresultaten voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven. De kwantitatieve bijdragen van deze factoren aan het Solow-residu over een bepaalde periode worden echter pas duidelijk als de gevonden coëfficiënten bij de empirische schattingen worden gecombineerd met de ontwikkeling van de verklarende variabelen. Om de invloed van de determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven daarin ook door te laten werken, is daarnaast een koppeling nodig tussen de R&D-uitgaven van bedrijven zoals die bij de empirische schattingen verklaard worden, en de ontwikkeling

¹³ Van Bergeijk e.a. (1995); Van Bergeijk e.a., 1997; Donselaar e.a., 2000a, 2000b.

¹⁴ Later is in het PRISMA-model van EIM (Kwaak, Nieuwenhuijsen en De Wit, 2001), het (meerlanden)model NEMESIS van de Europese Commissie (Brécard e.a., 2006) en het (wereld)model WorldScan van het Centraal Planbureau (Lejour e.a., 2006) technologische ontwikkeling geëndogeniseerd met R&D-kapitaalvariabelen.

van privaat R&D-kapitaal als verklarende variabele voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

In hoofdstuk 9 wordt langs bovengenoemde weg een decompositieanalyse uitgevoerd waarin de bijdragen van de verschillende factoren aan de arbeidsproductiviteitsgroei en daarbinnen het Solow-residu worden gekwantificeerd voor de periode 1970-2006. Eerst worden afzonderlijke decomposities uitgevoerd voor de arbeidsproductiviteitsgroei en de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven. De decompositie voor de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven wordt vervolgens vertaald naar een decompositie voor de ontwikkeling van privaat R&D-kapitaal, waarna deze wordt gekoppeld aan de decompositie voor de arbeidsproductiviteitsgroei. Daarmee worden directe bijdragen van verklarende factoren aan de arbeidsproductiviteitsgroei gekwantificeerd en tevens indirecte bijdragen via de R&D-uitgaven van bedrijven. Daarnaast zal de doorwerking van de ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei via de ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in beeld worden gebracht.

De decompositieanalyse wordt uitgevoerd voor vier landen: Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten. Finland is een met Nederland vergelijkbaar relatief klein Europees land. In Finland heeft echter, in tegenstelling tot Nederland, een sterke stijging van de private R&D-intensiteit plaatsgevonden gedurende de periode 1970-2006. Daarmee is Finland een interessant land om te vergelijken met Nederland bij de decompositieanalyse. Duitsland is in de selectie van landen opgenomen als een van de grote EU-landen. De Verenigde Staten is gekozen als het (veruit) grootste land binnen het OECD-gebied. Met de analyse wordt een vergaande kwantitatieve ontrafeling van het Solow-residu verkregen voor de vier landen.

1.6 Opbouw van het proefschrift

De opbouw van het proefschrift is als volgt:

In *hoofdstuk 2* worden belangrijke theoretische fundamenten voor productiviteitsanalyse besproken vanuit de groeiboekhoudingsbenadering en de neoklassieke groeitheorie. De determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling volgens de groeiboekhoudingsbenadering worden daarbij ook modelmatig in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie. Vanuit de neoklassieke groeitheorie wordt vervolgens uitgewerkt dat de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid op langere termijn sterk afhankelijk is van de TFP-groei en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. De achtergrond hiervan is dat de TFP-groei en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid positief doorwerken in de groei van de investeringen in fysiek kapitaal (per eenheid arbeid). Het Solow-residu heeft daarmee een grotere doorwerking in de arbeidsproductiviteitsgroei dan direct zichtbaar is binnen groeiboekhoudingsanalyses.

In *hoofdstuk 3* wordt ingegaan op de verklaring van de TFP-groei vanuit de (semi-)endogene groeitheorie. Na een bespreking van de hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie vindt een empirische toets plaats van de verklaringskracht van verschillende (semi-)endogene groei modellen voor de TFP-ontwikkeling. Hiervoor worden empirische schattingen uitgevoerd op het wereldwijde niveau, gerepresenteerd door het totaal van de 20 in beschou-

Hoofdstuk 1 – Inleiding

wing genomen OECD-landen, omdat de (semi-)endogene groei modellen op het wereldwijde niveau van toepassing zijn. Voor het model van Jones (1995) wordt de meeste empirische steun gevonden.

Hoofdstuk 4 vervolgt met een bespreking van twee veel gehanteerde empirische benaderingen ter verklaring van de TFP-groei op het niveau van individuele landen: de R&D-kapitaalbenadering en de ‘catching-up’-theorie (‘technology gap’-benadering). Daarbij zal de R&D-kapitaalbenadering volgens verschillende varianten worden geanalyseerd. Een van de varianten betreft de benadering waarbij de afschrijvingsmethodiek wordt aangesloten bij het semi-endogene groei model van Jones (1995) op het wereldwijde niveau. Die benadering zal worden toegepast bij de berekening van R&D-kapitaal op het niveau van individuele landen voor de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7.

In *hoofdstuk 5* vindt een cijfermatige bespreking plaats van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en van de ontwikkeling van enkele hoofdfactoren ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling: de inzet van fysiek kapitaal per eenheid arbeid, de inzet van menselijk kapitaal per eenheid arbeid en van R&D als input voor innovatie. De cijfers worden in een internationaal en een historisch perspectief geplaatst. In dit hoofdstuk worden ook groeiboekhoudingsberekeningen gepresenteerd die een kwantificering bieden van de bijdragen van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid aan de arbeidsproductiviteitsgroei. Bij R&D wordt aandacht geschonken aan de ontwikkeling van de private en de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product en aan de ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal.

In *hoofdstuk 6* wordt een raamwerk gevormd voor de empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven op het niveau van individuele landen. Aangegeven wordt hoe in het eigen empirisch onderzoek wordt voortgebouwd op een aantal belangrijke empirische studies uit de literatuur. Dat levert een aantal kernvariabelen op voor de empirische analyses. Op grond van verdere inzichten worden daarnaast zo veel mogelijk andere variabelen opgenomen waarvoor lange tijdreeksen beschikbaar zijn. In *hoofdstuk 7* vindt de empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling plaats. In *hoofdstuk 8* volgt de empirische verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven (in verhouding tot de omvang het bruto binnenlands product).

In *hoofdstuk 9* wordt de in paragraaf 1.5 beschreven decompositieanalyse uitgevoerd, waarin voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten de bijdragen van een groot aantal verklarende factoren aan de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei worden gekwantificeerd voor de periode 1970-2006. Er wordt rekening gehouden met directe bijdragen en met indirecte bijdragen van verklarende factoren voor de R&D-uitgaven van bedrijven. Daarmee wordt een uitgebreide kwantitatieve ontrafeling verkregen van de arbeidsproductiviteitsgroei en daarbinnen het Solow-residu in de vier landen.

Hoofdstuk 10 is een samenvattend hoofdstuk, waarbij tevens aandacht geschonken zal worden aan beleidsimplicaties van de onderzoeksresultaten. Het thema van het proefschrift en de gevolgde werkwijze worden daar nog eens belicht. Vervolgens worden de belangrijkste bevin-

Hoofdstuk 1 – Inleiding

dingen door het proefschrift heen beschreven, gecombineerd met beleidsimplicaties. Daarna volgt een samenvattende bespreking van de afzonderlijke hoofdstukken.

2 Groeiboekhouding en neoklassieke groeitheorie

2.1 Inleiding

In dit hoofdstuk wordt ingegaan op de groeiboekhoudingsbenadering en, daarbij aansluitend, de neoklassieke groeitheorie. Beide vormen belangrijke fundamenteën voor productiviteitsanalyses. Bij beide benaderingen speelt technologische ontwikkeling een belangrijke rol als determinant van de arbeidsproductiviteitsgroei, maar wordt deze als exogeen beschouwd. In de hoofdstukken 3 en 4 zal worden ingegaan op benaderingen die juist tot doel hebben om deze component van de arbeidsproductiviteitsgroei te verklaren: de (semi-)endogene groeitheorie, de R&D-kapitaalbenadering en aanvullend de ‘catching-up’-theorie. De laatstgenoemde benaderingen kunnen gecombineerd worden met de groeiboekhoudingsbenadering en met neoklassieke groeimodellen om tot een bredere verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei te komen.

In paragraaf 2.2 wordt de groeiboekhoudingsbenadering besproken en verder geanalyseerd. Bij deze benadering wordt de arbeidsproductiviteitsgroei uitgesplitst in drie componenten: een bijdrage van de groei van (fysiek) kapitaal per eenheid arbeid, een bijdrage van veranderingen in de samenstelling van de factor arbeid (gerelateerd aan de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid) en een residuele factor: de groei van de totale factorproductiviteit (TFP). Diverse aspecten van de groeiboekhoudingsbenadering komen in paragraaf 2.2 aan de orde, zoals de historie van de groeiboekhoudingsbenadering, veronderstellingen achter de groeiboekhoudingsbenadering en de wijze waarop groeiboekhoudingsanalyses onder andere in de internationale groeiboekhoudingsdatabase EU KLEMS plaatsvinden met een translogproductiefunctie als achtergrond.

In paragraaf 2.3 wordt de groeiboekhoudingsbenadering in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie. Daar worden groeiboekhoudingsvergelijkingen besproken in het licht van vergelijkingen die binnen de neoklassieke groeitheorie kunnen worden opgesteld voor de arbeidsproductiviteitsgroei. Daarbij zal ook worden uitgewerkt dat de bijdrage van de groei van de hoeveelheid (fysiek) kapitaal per eenheid arbeid aan de arbeidsproductiviteitsgroei binnen de groeiboekhoudingsbenadering op langere termijn in belangrijke mate afhankelijk is van de twee andere determinanten van de arbeidsproductiviteitsgroei binnen het groeiboekhoudingsraamwerk: de TFP-groei en veranderingen in de samenstelling van de factor arbeid. De achtergrond hiervan is dat bij een gegeven investeringsquote (investeringsquote in fysiek kapitaal in verhouding tot de toegevoegde waarde) een hogere TFP-groei en een hogere groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid leiden tot een hogere groei van de investeringen in fysiek kapitaal per eenheid arbeid. Dat werkt vervolgens positief door in de groei van de hoeveelheid (fysiek) kapitaal per eenheid arbeid op langere termijn. Daarmee zijn de langetermijneffecten van de TFP-groei en van veranderingen in de samenstelling van de factor arbeid op de arbeidsproductiviteitsgroei aanzienlijk groter dan direct zichtbaar wordt gemaakt binnen de groeiboekhoudingsbenadering.

In paragraaf 2.4 wordt dit hoofdstuk afgesloten met een samenvattend beeld. Daarin wordt een beknopt overzicht gegeven van het in de paragrafen 2.2 en 2.3 besprokene.

2.2 Groeiboekhouding: decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei

De groeiboekhoudingsbenadering ('growth accounting') maakt het mogelijk om de economische groei uit te splitsen in bijdragen van de groei van de productiefactoren (fysiek) kapitaal en arbeid en een residu dat de productiviteitsgroei weergeeft waarmee deze productiefactoren worden ingezet in het productieproces. Dit residu staat bekend als de groei van de totale factorproductiviteit, kortweg TFP-groei genoemd. De groeiboekhouding geeft ook een analytisch kader om de groei van de arbeidsproductiviteit (volume van de toegevoegde waarde per eenheid arbeid) uit te splitsen in TFP-groei enerzijds en de groei van de hoeveelheid (fysiek) kapitaal per eenheid arbeid en kwaliteitsverbeteringen van de productiefactor arbeid anderzijds. In deze paragraaf worden diverse aspecten van de groeiboekhoudingsbenadering besproken, waarbij begonnen wordt met de vroege historie van de groeiboekhouding en geëindigd wordt met de groeiboekhoudingsbenadering zoals die tegenwoordig veel wordt toegepast met een translogproductiefunctie als achtergrond. Daartussenin zal onder andere een reflectie plaatsvinden op de veronderstellingen van volledige mededinging en constante schaalopbrengsten die ten grondslag liggen aan veel groeiboekhoudingsberekeningen. Voor de volledigheid wordt opgemerkt: indien in de tekst over kapitaal wordt gesproken, wordt daarmee telkens fysiek kapitaal bedoeld, tenzij het begrip menselijk kapitaal aan de orde is.

2.2.1 Vroege historie van de groeiboekhouding

De groeiboekhouding kent een lange historie. Eerste expliciete berekeningen op dit terrein werden al gedaan door Tinbergen (1942). Deze werden echter pas veel later internationaal opgemerkt, zoals besproken is door Griliches (1996; 2000, blz. 9-10). Griliches (1996; 2000, blz. 7-8) wijst ook op werk uit de jaren dertig van Copeland (1937) en Copeland en Martin (1938). Zij ontwikkelden al gedachten over berekeningen van input- en outputindices waarmee veranderingen in de 'efficiency van het economisch systeem' zouden kunnen worden weergegeven. In latere jaren zijn berekeningen in de geest van de groeiboekhoudingsmethodiek uitgevoerd door onder anderen Stigler (1947), Barton en Cooper (1948), Johnson (1950), Schmookler (1952), Fabricant (1954), Valavanis-Vail (1955), Kendrick (1955, 1956) en Abramovitz (1956). Daarna verscheen een zeer invloedrijk artikel van Solow (1957), dat een belangrijke wetenschappelijke basis heeft gelegd voor de groeiboekhoudingsmethodiek zoals die zich daarna heeft ontwikkeld in de literatuur.¹⁵

De artikelen van zowel Solow (1957) als Abramovitz (1956) zijn tot op de dag van vandaag veel aandacht blijven krijgen in de literatuur. Abramovitz (1956) en Solow (1957) presenteren berekeningen waarbij ongeveer de helft van de economische groei in de Verenigde Staten over een lange periode (Abramovitz: 1869-1953, Solow: 1909-1949) niet verklaard kon worden uit de groei van de productiefactoren kapitaal en arbeid (Griliches, 1996; 2000, blz. 13). Het residu bleek voorts 85 à 90% van de arbeidsproductiviteitsgroei te bepalen. Abramovitz (1956) noemde het residu een maatstaf voor onze onwetendheid ('a measure of our ignorance') over de oorzaken van economische groei, waarmee een belangrijke uitdaging werd aangegeven voor de economische wetenschap. Het residu werd door beide auteurs in verband gebracht met technologische ontwikkeling, maar zij waren zich ervan bewust dat het om een

¹⁵ Zie Griliches (1996; 2000, blz. 9-14) voor een nadere geschiedschrijving en bespreking van diverse studies.

onverklaarde component van de economische groei ging die meer omvatte dan ‘puur’ technologische ontwikkeling, bijvoorbeeld ook ontwikkelingen in de kwaliteit van de factor arbeid.

Vernieuwend aan de bijdrage van Solow (1957) was dat hij de groeiboekhouding wist te integreren in een productiefunctietheorie, nauw gerelateerd aan het neoklassieke groeimodel dat hij kort daarvoor had gepubliceerd (Solow, 1956). Daarbij werden variabele gewichten gegeven aan de groeivoeten van kapitaal en arbeid, op basis van enkele neoklassieke veronderstellingen (Hulten, 2000; Griliches, 1996, 2000, blz. 12). Zoals in paragraaf 2.2.2 verder wordt besproken, staat daarbij de veronderstelling van volledig vrije mededinging centraal, in combinatie met de veronderstelling van constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren kapitaal en arbeid. Onder die veronderstellingen kan de groeivoet van de productiefactor arbeid gewogen worden met het aandeel van arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde en de groeivoet van de productiefactor kapitaal met het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde. Met de variabele gewichten voor de groeivoeten van kapitaal en arbeid kon ook een wiskundige methode worden uitgewerkt om de groei van de arbeidsproductiviteit neoklassiek gefundeerd uit te splitsen in een component die de technologische ontwikkeling representeert en een component die de invloed weergeeft van veranderingen in de hoeveelheid kapitaal per eenheid arbeid.

In eerdere groeiboekhoudingsberekeningen van andere auteurs ontbrak nog een theoretisch kader om met variabele gewichten te werken voor de groeivoeten van kapitaal en arbeid. Zo ging Tinbergen (1942) uit van vaste outputelasticiteiten voor kapitaal en arbeid op basis van een Cobb-Douglas-productiefunctie. Abramovitz (1956) koos voor de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in het totale factorinkomen in een bepaalde basisperiode (1919-1928) als vaste gewichten voor de groeivoeten van de twee productiefactoren. In andere studies werd al wel (impliciet) gewerkt met variabele gewichten voor de groeivoeten van kapitaal en arbeid, maar nog niet volgens de methode die Solow (1957) ontwikkelde. Zo drukten Barton en Cooper (1948) de kosten van kapitaal- en arbeidsinputs (en daarnaast de input van land) uit in prijzen van een bepaalde basisperiode (1935-1939). De volumeontwikkeling van het totaal van de inputs werd vervolgens benaderd door indexwaarden te berekenen voor het totaal van deze (reële) kostenbedragen. Schmookler (1952) en Kendrick (1955, 1956) volgden een vergelijkbare methode.

Het raamwerk van Solow (1957) vormt nog steeds een belangrijke grondslag voor groeiboekhoudingsanalyses. Er zijn in de loop der tijd echter diverse onderzoeken verschenen waarin de inputs van kapitaal en arbeid op een verfijndere wijze werden gemeten, onder andere door rekening te houden met de hoeveelheid menselijk kapitaal in de factor arbeid (zie Griliches (2000, blz. 15-36) voor een overzicht). Dat heeft ertoe geleid dat een (veel) kleiner deel van de arbeidsproductiviteitsgroei onverklaard bleef. Het onverklaarde deel van de arbeidsproductiviteitsgroei bij deze uitgebreidere analyses heeft bekendheid gekregen als de groei van de totale factorproductiviteit. Dit is overigens geen nieuw begrip uit de latere periode. In een proefschrift heeft Kendrick (1955) dit begrip al ontwikkeld en vergaand uitgewerkt als maatstaf voor de efficiëntie van het productieproces, gedefinieerd als de gegenereerde output in verhouding tot de totale inzet van factorinputs. Daarbij werd al uitgegaan van constante kwaliteitseenheden bij de inzet van productiefactoren, zowel bij kapitaal als arbeid. In het artikel van Solow (1957) komt het begrip totale factorproductiviteit niet voor.

Er wordt ook veel gesproken over het Solow-residu, dat sterk gerelateerd is aan de groei van de totale factorproductiviteit (zie bijvoorbeeld Hulten, 2000). Als het begrip Solow-residu direct wordt betrokken op de analyse van Solow (1957), zoals gebruikelijk is in de literatuur, dan kan dit worden omschreven als de arbeidsproductiviteitsgroei die resteert nadat de bijdrage van de groei van de hoeveelheid kapitaal per eenheid hierop in mindering is gebracht (conform Fischer, 1993). Dat residu omvat dan nog de bijdrage van kwaliteitsverbeteringen van arbeid. Solow (1957) zelf maakte nog geen gebruik van de term residu. Dat werd korte tijd later al wel gedaan door Massell (1958, 1960), in een groeiboekhoudingsanalyse voor de industrie in de Verenigde Staten over de periode 1919-1955, gebaseerd op de methodiek van Solow (1957).¹⁶

2.2.2 Groeiboekhoudingsbenadering van Solow (1957)

Solow (1957) noteerde een algemene productiefunctie, die vervolgens concreter werd gemaakt door uit te gaan van neutrale technologische ontwikkeling. Neutrale technologische ontwikkeling houdt in dat technologische ontwikkeling niet specifiek arbeidsbesparend of kapitaalbesparend wordt verondersteld, maar wordt beschouwd als een algemene verschuiving van de productiefunctie via een schaalfactor. Daarmee kreeg de productiefunctie die als uitgangspunt werd genomen door Solow (1957), de volgende gedaante:

$$(2.1) \quad Y = A f(K, L)$$

Hierin geeft Y het volume van de toegevoegde waarde weer, K de voorraad kapitaal, L de hoeveelheid arbeid uitgedrukt in aantallen gewerkte uren en A de schaalfactor die de stand van de technische ontwikkeling representeert.¹⁷

De productiefunctie kan als volgt worden uitgedrukt in groeivoeten:¹⁸

$$(2.2) \quad \frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \left(\frac{\partial Y}{\partial K} \frac{K}{Y} \right) \frac{dK}{K} + \left(\frac{\partial Y}{\partial L} \frac{L}{Y} \right) \frac{dL}{L}$$

Deze vergelijking geeft de groeivoet van Y weer als de som van 1) de groeivoet van de factor A , 2) de groeivoet van K vermenigvuldigd met de outputelasticiteit van K en 3) de groeivoet van L vermenigvuldigd met de outputelasticiteit van L .¹⁹ Binnen de termen voor de output-

¹⁶ Het begrip Solow-residu wordt pas sinds de tweede helft van de jaren tachtig veelvuldig gebruikt, afgaande op zoekresultaten verkregen met ‘Google wetenschap’ op internet. Als vroegste publicatie met die term is een artikel van Powell (1969) gevonden, waarin gesproken wordt over een ‘Solow residual imputation technique’. Korte tijd later wordt in een artikel van Sampson (1970) gesproken over een ‘Solow residual measure’.

¹⁷ Solow (1957) ging hier uit van de private sector exclusief landbouw. Hij wees daarbij op moeilijkheden bij de meting van de toegevoegde waarde bij de overheid en op de grotere homogeniteit van het bedrijfsleven als de landbouwsector buiten beschouwing wordt gelaten.

¹⁸ Als differentiaalvergelijking is op te stellen: $dY = \frac{\partial Y}{\partial A} dA + \frac{\partial Y}{\partial K} dK + \frac{\partial Y}{\partial L} dL$. Deze is te herschrijven tot: $\frac{dY}{Y} = \left(\frac{\partial Y}{\partial A} \frac{A}{Y} \right) \frac{dA}{A} + \left(\frac{\partial Y}{\partial K} \frac{K}{Y} \right) \frac{dK}{K} + \left(\frac{\partial Y}{\partial L} \frac{L}{Y} \right) \frac{dL}{L}$ ofwel $\frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \left(\frac{\partial Y}{\partial K} \frac{K}{Y} \right) \frac{dK}{K} + \left(\frac{\partial Y}{\partial L} \frac{L}{Y} \right) \frac{dL}{L}$.

¹⁹ Voor de precieze interpretatie van deze vergelijking is het van belang om te vermelden:

elasticiteiten komen de marginale producten van kapitaal en arbeid voor, als respectievelijk $\partial Y/\partial K$ en $\partial Y/\partial L$.

Solow (1957) gaat uit van volledig vrije mededinging en winstmaximalisatie door bedrijven. Binnen dat kader veronderstelt hij dat de (reële) beloningsvoeten van kapitaal en arbeid gelijk zijn aan de marginale producten van deze productiefactoren. Uit vergelijking (2.2) volgt dan dat de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid gelijk zijn aan de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen (op te vatten als: looninkomen werknemers plus toegerekend looninkomen van zelfstandigen) in de totale toegevoegde waarde. Dat leidt tot de volgende vergelijking:

$$(2.3) \quad \frac{dY}{Y} = \frac{dA}{A} + \omega_K \frac{dK}{K} + \omega_L \frac{dL}{L}$$

Hierin geven ω_K en ω_L de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde weer.²⁰ Op basis van vergelijking (2.3) kan de feitelijke volumegroei van de toegevoegde waarde (groeivoet van Y) in een bepaalde periode worden uitgesplitst in bijdragen van de groei van de productiefactor arbeid, de groei van de productiefactor kapitaal en de groei van de schaalfactor A . Het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde bedraagt in veel landen, waaronder Nederland, ongeveer 1/3 (uitgaande van de laatste decen-

-
- De differentiaal geven aan dat de vergelijking betrekking heeft op continue tijdsperioden, waarbij de tijdsperioden oneindig klein zijn verondersteld.
 - dY , dA , dK en dL geven in deze vergelijking de absolute mutaties van respectievelijk Y , A , K en L weer in periode $t+1$ ten opzichte van periode t .
 - Dit betekent dat dY , dA , dK en dL gelezen kunnen worden als $Y_{t+1}-Y_t$, $A_{t+1}-A_t$, $K_{t+1}-K_t$ en $L_{t+1}-L_t$ over oneindig kleine tijdsperioden. In het verlengde hiervan geven $\frac{dY}{Y}$, $\frac{dA}{A}$, $\frac{dK}{K}$ en $\frac{dL}{L}$ de groeivoeten $\frac{Y_{t+1}-Y_t}{Y_t}$, $\frac{A_{t+1}-A_t}{A_t}$, $\frac{K_{t+1}-K_t}{K_t}$ en $\frac{L_{t+1}-L_t}{L_t}$ weer over oneindig kleine tijdsperioden.
 - Discreet in jaren uitgedrukt gaat Solow (1957) uit van groeivoeten die hier direct bij aansluiten. Zo berekent hij bijvoorbeeld de groeivoet van het volume van de toegevoegde waarde in het jaar 1909 als het verschil tussen de waarden hiervan in 1910 en 1909, gedeeld door de waarde in 1909 (Solow, 1957, blz. 315).

²⁰ De weging met de aandelen van arbeidsinkomen en kapitaalinkomen binnen deze vergelijking vindt plaats volgens de Divisia-indexmethodiek, die van toepassing is bij groeivoeten over continue tijdsperioden (Diewert, 1992; Balk, 2005). Discreet in jaren uitgedrukt gaat Solow (1957) in zijn berekeningen uit van de aandelen van de factorinkomens in de toegevoegde waarde in het lopende jaar t en van groeivoeten van Y , A , K en L die mutaties in jaar $t+1$ ten opzichte van jaar t weergeven. Dit kan worden beschouwd als een Laspeyresbenadering voor discrete tijdsperioden van de Divisia-index (Jorgenson en Griliches, 1971; Diewert, 1992; Dumagan, 2002). Tegenwoordig wordt discreet in jaren uitgedrukt vaak uitgegaan van de methode van de Törnqvistindex. Daarbij worden voor jaar t groeivoeten berekend als mutaties in jaar t ten opzichte van jaar $t-1$ en worden voor de gewichten ongewogen gemiddelden van de aandelen van de factorinkomens gekozen over de jaren t en $t-1$. Tevens worden de groeivoeten daarbij logaritmisch uitgedrukt als delta's van natuurlijke logaritmen. In paragraaf 2.2.6 wordt deze methode verder besproken.

nia). Het gewicht ω_K in vergelijking (2.3) kan daarmee globaal een waarde van $1/3$ worden toegedacht. Voor het gewicht ω_L volgt dan een waarde van ongeveer $2/3$.²¹

De gewichten ω_K en ω_L in vergelijking (2.3) tellen op tot 1, waarmee constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren kapitaal en arbeid tot uitdrukking worden gebracht. Solow (1957) brengt dit in verband met het (of liever gezegd: een) theorema van Euler.²² Voor productiefuncties houdt dat theorema in dat bij constante schaalopbrengsten de omvang van de toegevoegde waarde gelijk is aan de inzet van de productiefactoren vermenigvuldigd met de marginale producten van de productiefactoren.²³ Als de (reële) beloningsvoeten van kapitaal en arbeid gelijk zijn aan de marginale producten van kapitaal en arbeid, volgt dan dat de totale beloning van kapitaal en arbeid optelt tot de omvang van de toegevoegde waarde en bijgevolg dat de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde optellen tot 1.²⁴ Aangezien de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde echter per definitie optellen tot 1, volgt uit het theorema van Euler dat het gelijk zijn van de (reële) beloningsvoeten van kapitaal en arbeid aan de marginale producten van kapitaal en arbeid alleen mogelijk is bij constante schaalopbrengsten. Anders gezegd: de veronderstelling dat de (reële) beloningsvoeten van kapitaal en arbeid gelijk zijn aan de marginale producten van deze productiefactoren, impliceert dat wordt uitgegaan van constante schaalopbrengsten.

Vervolgens kan het bovenstaande groeiboekhoudingsraamwerk worden gebruikt om de arbeidsproductiviteitsgroei uit te splitsen. De arbeidsproductiviteit is gedefinieerd als het volume van de toegevoegde waarde per eenheid arbeid, waarmee als definitierelatie voor de arbeidsproductiviteit (AP) geldt:

$$(2.4) \quad AP = Y/L$$

²¹ De waarden van $1/3$ en $2/3$ zijn internationaal van toepassing als globale gewichten van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de bruto toegevoegde waarde; zie bijvoorbeeld Romer, 2001, blz. 23. Eigen berekeningen met data van de OECD (Economic Outlook Database) bevestigen dat. Wel is variatie tussen landen en over de tijd zichtbaar. In de jaren zeventig en tachtig is het aandeel van kapitaalinkomen in veel landen ruim lager dan $1/3$ geweest. Voor Nederland volgen uit de OECD-data aandelen van het kapitaalinkomen in het bruto binnenlands product die voor de jaren 1970, 1980, 1990, 2000 en 2006 achtereenvolgens 26%, 24%, 32%, 31% en 33% bedragen.

²² Het betreft een theorema voor homogene functies dat te vinden is in Euler (1755, blz. 154-155); <http://math.dartmouth.edu/~euler/docs/originals/E212sec1ch7.pdf>. Zie voor een Engelse vertaling Blanton (2000, hfst. 7).

²³ Bij toenemende (afnemende) schaalopbrengsten volgt uit het theorema dat de omvang van de toegevoegde waarde kleiner (groter) is dan de inzet van de productiefactoren vermenigvuldigd met de marginale producten van de productiefactoren. Zie voor een nadere toelichting bijvoorbeeld Pemberton en Rau (2001, blz. 261-263).

²⁴ Dat staat in de literatuur bekend als ‘product exhaustion’. Zie bijvoorbeeld Landreth en Colander (2002, blz. 251-255) voor een bespreking van dit aspect vanuit de geschiedenis van het economisch denken. Zij geven aan dat Flux (1894) ‘product exhaustion’ voor het eerst in verband heeft gebracht met het theorema van Euler, in een artikel waarin hij reageert op een essay van Wicksteed (1894) op dit terrein. Ook Humphrey (1997) beschrijft dit.

In groeivoeten uitgedrukt volgt:²⁵

$$(2.5) \quad \frac{dAP}{AP} = \frac{dY}{Y} - \frac{dL}{L}$$

Door aan de linker- en de rechterkant van vergelijking (2.3) de groeivoet van L in mindering te brengen en in aanmerking te nemen dat de gewichten ω_K en ω_L binnen die vergelijking optellen tot 1, kan de volgende relatie voor de arbeidsproductiviteitsgroei worden opgesteld conform de groeiboekhoudingsbenadering van Solow (1957):

$$(2.6) \quad \frac{dAP}{AP} = \frac{dA}{A} + \omega_K \left(\frac{dK}{K} - \frac{dL}{L} \right)$$

Daarmee kan de arbeidsproductiviteitsgroei worden uitgesplitst in twee componenten: de groei van de schaalfactor A en een bijdrage van de groei van de hoeveelheid kapitaal per eenheid arbeid (kapitaalarbeidsverhouding). Hoe groter de inzet van kapitaal is per eenheid arbeid, hoe meer toegevoegde waarde er per eenheid arbeid kan worden gegenereerd, gegeven het niveau van de schaalfactor A . Een toename van de verhouding tussen kapitaal en arbeid staat in de literatuur bekend als kapitaalverdieping ('capital deepening').

Bij volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten geeft de groeivoet van de schaalfactor A in de vergelijkingen (2.3) en (2.6) verschuivingen van een productiefunctie weer. Solow (1957) interpreteert de groeivoet van de schaalfactor A op deze wijze, waarbij hij verschuivingen van de productiefunctie eenvoudigheidshalve 'technische verandering' noemt. In de voorgaande vergelijkingen is uitgegaan van neutrale technologische ontwikkeling, die de productiviteit van zowel arbeid als kapitaal verhoogt. Solow (1957) geeft echter aan dat ook bij andere vormen van technologische ontwikkeling (te weten arbeidsbesparende en kapitaalbesparende technologische ontwikkeling) de groei van de arbeidsproductiviteit kan worden uitgesplitst in een component die de technologische ontwikkeling representeert en een bijdrage van kapitaalverdieping. Daarbij zou het net als bij neutrale technologische ontwikkeling om verschuivingen van de productiefunctie gaan.

Hiermee is de kern van de groeiboekhoudingsbenadering van Solow (1957) weergegeven. Kenmerkend aan de benadering is dat binnen de economische groei een residuele factor wordt berekend die de technologische ontwikkeling representeert. Voorts blijkt het mogelijk om binnen de groei van de arbeidsproductiviteit de residuele factor te onderscheiden van de bijdrage van kapitaalverdieping.

²⁵ Als differentiaalvergelijking is hier op te stellen: $dAP = \frac{\partial AP}{\partial Y} dY + \frac{\partial AP}{\partial L} dL$. Invullen van de afgeleiden $\frac{\partial AP}{\partial Y}$ en $\frac{\partial AP}{\partial L}$ hierin leidt na enige herschrijving tot vergelijking (2.5). De differentiaal geven hier weer aan dat de vergelijking betrekking heeft op continue tijdsperioden. De vergelijking is daarmee van toepassing bij zeer kleine veranderingen van Y en L . Discreet in de tijd is sprake van grotere veranderingen. Dan geldt als exacte formulering dat de groeivoet van AP gelijk is aan: (groeivoet van Y – groeivoet van L)/(1 + groeivoet van L). Zie voor een toelichting op de achterliggende rekenregel Van Schaik (1983, blz. 62-63).

2.2.3 Geavanceerdere groeiboekhoudingsbenadering

Jorgenson en Griliches (1967)

Jorgenson en Griliches (1967) hebben een belangrijk artikel op het terrein van groeiboekhouding gepubliceerd dat een geavanceerdere benadering biedt dan het artikel van Solow (1957). Net als Solow (1957) gaan zij uit van de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde als gewichten voor de groei van de productiefactoren kapitaal en arbeid, maar ze geven aan dat er meerdere interpretaties mogelijk zijn voor de achterliggende productiefunctie. Hoewel hun analyse constante schaalopbrengsten in combinatie met beloningen van kapitaal en arbeid in overeenstemming met de marginale producten van kapitaal en arbeid als uitgangspunt heeft, wordt er rekening mee gehouden dat hier in werkelijkheid van kan worden afgeweken. Daarnaast gaan Jorgenson en Griliches (1967) een grote stap verder dan Solow (1957) door de inputs van kapitaal en arbeid op verfijndere wijze te meten.

Jorgenson en Griliches (1967) gaan uit van het begrip totalefactorproductiviteitsgroei, dat zij opvatten als de groeivoet van het volume van de toegevoegde waarde minus een gewogen groeivoet van de inzet van kapitaal en arbeid, met als gewichten voor de gewogen groeivoet van de inzet van kapitaal en arbeid de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde in de uitgangssituatie. Zij baseren zich hierbij rechtstreeks op Divisia-indices (Divisia, 1925, 1928), waarbij volume- en prijsontwikkelingen van afzonderlijke inputs worden geaggregeerd tot een volume- en een prijsontwikkeling voor het totaal van de inputs door de waarden (= prijs \times volume) van de afzonderlijke inputs in verhouding tot de totale waarde van de inputs in de uitgangssituatie als gewichten te gebruiken. De daaruit resulterende groeivoet van de totale factorproductiviteit beschouwen zij breder dan alleen als een verschuiving van een productiefunctie. Toe- of afnemende schaalopbrengsten en onevenwichtigheden bij de marginale producten van kapitaal en arbeid in verhouding tot de beloningsvoeten van kapitaal en arbeid kunnen ertoe leiden dat de groeivoet van de totale factorproductiviteit deels ook verschuivingen *langs* een productiefunctie weergeeft.

Uitgaande van de benadering van Jorgenson en Griliches (1967) kan de groeivoet van de schaalfactor A in vergelijking (2.3) worden vervangen door een variabele die de groeivoet van de totale factorproductiviteit (TFP) weergeeft:

$$(2.7) \quad \frac{dY}{Y} = \frac{dTFP}{TFP} + \omega_K \frac{dK}{K} + \omega_L \frac{dL}{L}$$

Het kiezen van ω_K en ω_L als gewichten voor kapitaal en arbeid impliceert dat een component overblijft die als TFP-groei kan worden aangeduid binnen de benadering van Jorgenson en Griliches (1967). Verschillend met de groeivoet van de factor A binnen de benadering van Solow (1957) is dat de groeivoet van de TFP niet exclusief betrekking hoeft te hebben op verschuivingen van de productiefunctie, maar deels ook verschuivingen langs de productiefunctie kan weergeven, zoals zojuist is aangegeven.

Met vergelijking (2.7) is de basis weergegeven voor veel groeiboekhoudingsanalyses in de literatuur. Het betreft daar de meest eenvoudige benadering, met als productiefactoren simpelweg de voorraad kapitaal en de hoeveelheid ingezette arbeid uitgedrukt in gewerkte uren op-

genomen. In de literatuur is de benadering verfijnd door rekening te houden met de samenstelling van kapitaal en arbeid, waarbij van kapitaaldiensten en (gewogen) arbeidsdiensten wordt uitgegaan. Jorgenson en Griliches (1967) hebben een belangrijke bijdrage geleverd op dat terrein. Het TFP-begrip van Jorgenson en Griliches (1967) dient dan ook van toepassing geacht te worden binnen groeiboekhoudingsvergelijkingen waarin de verfijndere maatstaven voor kapitaal en arbeid worden gebruikt. Hieronder worden deze toegelicht.

Voor kapitaal werd het begrip kapitaaldiensten ('capital services') gedetailleerd uitgewerkt door Griliches en Jorgenson (1966) en Jorgenson en Griliches (1967). Hierbij wordt rekening gehouden met de (economische) levensduur die voor verschillende typen kapitaalgoederen geldt. Een kapitaalgoed van een bepaalde waarde wordt geacht meer bij te dragen aan de productiecapaciteit naarmate de levensduur korter is. Bij een kortere levensduur wordt er sneller op afgeschreven en moeten de kosten dus eerder terugverdiend worden. Dit leidt tot hogere gebruikskosten van kapitaal. Hiermee wordt rekening gehouden door kapitaal met een kortere levensduur zwaarder mee te wegen in de totale hoeveelheid kapitaaldiensten dan kapitaal met een langere levensduur. Dat gebeurt door de groeivoeten van verschillende typen kapitaalgoederen te wegen met de aandelen die deze hebben in de gebruikskosten van de totale kapitaalgoederenvoorraad. De gebruikskosten van kapitaal worden naast de afschrijvingen bepaald door een (vereist) rendement op kapitaal en kapitaalverliezen dan wel -winsten als gevolg van waardeveranderingen van de kapitaalgoederen.²⁶ Het begrip 'capital services' werd als concept ook al genoemd in het eerdergenoemde proefschrift van Kendrick (1955) en in een latere publicatie van Kendrick (1961), maar kon toen nog minder goed worden gehanteerd vanwege beperkingen in de beschikbare data. Solow (1957) wijst ook op het begrip kapitaaldiensten. Hij geeft aan als maatstaf voor kapitaal idealiter de voorkeur te geven aan kapitaaldiensten, maar in praktisch opzicht moest hij volstaan met data over de kapitaalvoorraad.

Bij de productiefactor arbeid wordt idealiter rekening gehouden met het menselijk kapitaal dat geïncorporeerd is in het arbeidsvolume, dat onder andere afhankelijk is van het opleidingsniveau van de werkende bevolking. Met menselijk kapitaal is binnen groeiboekhoudingsanalyses rekening te houden door verschillende typen arbeid te onderscheiden en de groeivoeten hiervan te wegen met de aandelen die deze hebben in het totale arbeidsinkomen. De gedachte hierachter is dat de lonen de marginale productiviteit weerspiegelen van de verschillende categorieën arbeid. Deze methodiek is ook toegepast in de analyse van Jorgenson en Griliches (1967), nadat deze al eerder was ontwikkeld door Griliches (1960) en Denison (1962) (Griliches, 2000, blz. 34).²⁷ In dit verband kan gesproken worden over arbeidsdiensten ('labour ser-

²⁶ Onder de neoklassieke groeiboekhoudingsveronderstelling van volledig vrije mededinging geldt dat het vereiste rendement op kapitaal gelijk kan worden gesteld aan het feitelijke rendement op kapitaal binnen het brutokapitaalinkomen, omdat onder die veronderstelling geen sprake is van monopolioïde overwinsten. In dat geval wordt gesproken over een 'endogeen' (vereist) rendement. Wordt die neoklassieke veronderstelling losgelaten, dan dient een 'exogeen' (vereist) rendement te worden gekozen en binnen de berekeningen te worden opgelegd (zie bijvoorbeeld Balk, 2010). Zie voor die alternatieve benadering het laatste deel van deze subparagraaf.

²⁷ Eerder maakte Kendrick (1955, 1956, 1961) al op globalere wijze gebruik van deze methode door bij de bepaling van de input van arbeid op macroniveau de gewerkte uren op sectorniveau te wegen op basis van de gemiddelde lonen in de sectoren in een basisperiode. Daarbij werd rekening gehouden met verschillen in de samenstelling van arbeid *tussen* sectoren, maar werd geabstraheerd van veranderingen in de samenstelling van arbeid *binnen* sectoren.

vices'), zoals bijvoorbeeld door Jorgenson en Griliches (1967) is gedaan en wat ook als begrip wordt gehanteerd in de internationale groeiboekhoudingsdatabase EU KLEMS (EU KLEMS Growth and Productivity Accounts, <http://www.euklems.net>).²⁸ Echter, ook de inzet van arbeid gemeten in gewerkte uren (of eventueel arbeidsjaren) kan als een maatstaf voor arbeidsdiensten worden opgevat, zij het ongewogen voor de hoeveelheid menselijk kapitaal geïncorporeerd in het arbeidsvolume. Om een onderscheid aan te brengen tussen een gewogen en een ongewogen inzet van arbeid zal hier gesproken worden over 'gewogen' en 'ongewogen' arbeidsdiensten (in lijn met bijvoorbeeld Jacobs, Nahuis en Tang (2002) en Buxton (1974)).

Vergelijking (2.7) kan als volgt worden aangepast om specifiek rekening te houden met kapitaaldiensten en gewogen arbeidsdiensten als relevante factoren voor de verklaring van de groei van de toegevoegde waarde:

$$(2.8) \quad \frac{dY}{Y} = \frac{dTFFP}{TFP} + \omega_K \frac{dK_D}{K_D} + \omega_L \frac{dL_G}{L_G}$$

Het subscript *D* achter de variabele *K* geeft weer dat nu van kapitaaldiensten wordt uitgegaan. Het subscript *G* achter de variabele *L* geeft weer dat van gewogen arbeidsdiensten wordt uitgegaan. Bij de hoeveelheid kapitaaldiensten wordt rekening gehouden met de gebruikskosten van verschillende typen kapitaalgoederen, terwijl bij de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten rekening wordt gehouden met de hoeveelheid menselijk kapitaal die geïncorporeerd is in verschillende categorieën werkenden. Voor de arbeidsproductiviteitsgroei volgt nu als vergelijking (analoog aan vergelijking (2.6)):

$$(2.9) \quad \frac{dAP}{AP} = \frac{dTFFP}{TFP} + \omega_K \left(\frac{dK_D}{K_D} - \frac{dL}{L} \right) + \omega_L \left(\frac{dL_G}{L_G} - \frac{dL}{L} \right)$$

In deze vergelijking wordt de arbeidsproductiviteitsgroei naast de TFP-groei bepaald door de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten per eenheid arbeid en door de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid. Door de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid apart te specificeren, valt de invloed van de kwaliteit/samenstelling van de factor arbeid hier buiten de TFP. Hierdoor geeft de TFP-term strikter de invloed van technische ontwikkeling weer. Het betreft hier een maatstaf voor niet in kapitaalgoederen belichaamde technologische ontwikkeling. In de volgende subparagraaf komt de in kapitaalgoederen belichaamde technologische ontwikkeling aan de orde.

Alternatieve benadering: groeiboekhouding zonder de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten

Een alternatieve methodiek bij groeiboekhoudingsberekeningen is om de groei van kapitaal en arbeid niet te wegen met de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde, maar daarvoor uit te gaan van de aandelen van kapitaalkosten en loonkosten in de totale kosten van kapitaal en arbeid. Op die wijze vindt groeiboekhouding plaats zonder

²⁸ Zie Timmer, O'Mahony en Van Ark (2007) voor een kort overzicht van de EU KLEMS Database en O'Mahony en Timmer (2009) voor een uitgebreidere bespreking.

de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten. Hall (1990) heeft getoond dat bij deze benadering de groeiboekhoudingsgewichten voor kapitaal en arbeid de verhouding tussen de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid weergeven.

Bij deze benadering is het nodig om een normaal (vereist) rendement op kapitaal te kiezen bij de berekening van de kosten van kapitaal, naast afschrijvingen en compensaties voor kapitaalverliezen/-winsten als componenten van de gebruikskosten van kapitaal (Balk, 2010, 2011). Dat maakt deze benadering in de praktijk minder gemakkelijk hanteerbaar dan de conventionele benadering, waar de totale gebruikskosten van kapitaal gelijk worden verondersteld aan het feitelijke brutokapitaalinkomen. Wel staat hier als theoretisch voordeel tegenover dat de groeiboekhoudingsgewichten directer als outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid geïnterpreteerd kunnen worden. Een kwantitatieve toepassing van deze alternatieve benadering treft men aan bij de ‘Nederlandse groeirekeningen’ van het Centraal Bureau voor de Statistiek (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2010a, Van den Bergen e.a., 2010).

2.2.4 Bijdragen van belichaamde en onbelichaamde technologische ontwikkeling aan arbeidsproductiviteitsgroei

Technologische ontwikkeling draagt zowel via TFP-groei als via kapitaalverdieping bij aan arbeidsproductiviteitsgroei. Hierbij is een onderscheid tussen belichaamde (‘embodied’) en onbelichaamde (‘disembodied’) technologische ontwikkeling van belang. Belichaamde technologische ontwikkeling is in kapitaalgoederen geïncorporeerd en werkt binnen het groeiboekhoudingsraamwerk door in de arbeidsproductiviteit via kapitaalverdieping. Onbelichaamde technologische ontwikkeling vindt plaats met technologische kennis die in organisaties aanwezig is. Die werkt door in de arbeidsproductiviteitsgroei via de TFP-groei. In de praktijk is het voor statistische bureaus moeilijk om kwaliteitsverbeteringen van kapitaal goed te meten en volledig in de statistieken te verwerken. Voor zover hierdoor kwaliteitsverbeteringen van kapitaal worden onderschat, komen deze niet volledig in de groei van de kapitaalarbeidsverhouding tot uitdrukking, maar deels in de TFP-groei.

In de analyse van Solow (1957) wordt geen aandacht geschonken aan kwaliteitsverbeteringen van kapitaal, behalve dat wordt opgemerkt dat veel of misschien bijna alle innovatie geïncorporeerd moet zijn in nieuwe gebouwen en machines om gerealiseerd te kunnen worden. Daarmee zou de door Solow (1957) berekende technologische ontwikkeling, die in eerste instantie als TFP-groei is te interpreteren, voor een groot deel ook in kapitaalgoederen belichaamde technologische ontwikkeling omvatten.²⁹ Later heeft Solow (1960) een jaargangenmodel ont-

²⁹ Solow (1957) geeft zelf niet aan in hoeverre met kwaliteitsverbeteringen van kapitaal rekening is gehouden in de door hem gebruikte reeks voor het volume van de kapitaalgoederenvoorraad, die samengesteld is uit reeksen voor de afzonderlijke componenten van de kapitaalgoederenvoorraad van Goldsmith (1956, blz. 20-21). De publicatie van Goldsmith (1956) geeft geen helder inzicht in welke mate met kwaliteitsverbeteringen van kapitaal rekening is gehouden. Goldsmith (1956) heeft de reeksen gebaseerd op diverse statistieken die al eerder bestonden. Bij de gehanteerde reeksen voor de deflatoren voor investeringsgoederen (te vinden in Goldsmith, 1955, blz. 607-609 en 884-887) wordt niet aangegeven in hoeverre gecorrigeerd is voor kwaliteitsverbeteringen. Goldsmith (1956, blz. 5) geeft wel te kennen dat er aan getwijfeld kan worden of er bij het defleren voldoende aandacht is geschonken aan productverbeteringen. Kendrick (1955, 1956 en 1961) en Denison (1962) geven de indruk dat in die tijd bij het defleren slechts in beperkte mate rekening werd gehouden met kwaliteitsverbeteringen van producten, zowel bij de output van het productieproces als

wikkeld waarbinnen technologische ontwikkeling geheel via kapitaalgoederen werd gemodelleerd. Dit jaargangenmodel onderscheidt verschillende jaargangen kapitaal, waarbij verondersteld wordt dat in recentere jaargangen de technische ontwikkeling verder is voortgeschreden dan in oudere jaargangen.³⁰

Zowel onbelichaamde als belichaamde technologische ontwikkeling heeft een directe relatie met innovatie. Onbelichaamde technologische ontwikkeling vindt plaats door innovaties in eigen land, terwijl onbelichaamde technologische ontwikkeling het resultaat is van innovaties wereldwijd. Innovaties in eigen land leiden daarmee tot TFP-groei in eigen land en daarnaast dragen ze via belichaamde technologische ontwikkeling bij aan kapitaalverdieping in eigen land. Het laatste effect is afhankelijk van de mate waarin de in eigen land verbeterde kapitaalgoederen ook in het eigen land worden ingezet in het productieproces.

De invloed van innovatie in eigen land op de arbeidsproductiviteitsgroei gaat echter verder dan een direct effect op de TFP-groei en een direct effect op kapitaalverdieping van een deel van de belichaamde technologische ontwikkeling (het deel dat het gevolg is van kwaliteitsverbeteringen van kapitaal in eigen land). Uit de neoklassieke groeitheorie volgt dat de TFP-groei en de belichaamde technologische ontwikkeling ook op indirecte wijze van invloed zijn op de arbeidsproductiviteitsgroei en wel via indirecte effecten op de mate van kapitaalverdieping. Een hogere arbeidsproductiviteitsgroei als direct gevolg van een hogere TFP-groei en/of meer belichaamde technologische ontwikkeling gaat namelijk gepaard met een hogere investeringsgroei. Uitgaande van een gegeven investeringsquote (investeringsquote in verhouding tot de toegevoegde waarde) geldt binnen het neoklassieke groeimodel dat de investeringen per eenheid arbeid en daarmee ook de kapitaalarbeidsverhouding meegroeien met de arbeidsproductiviteit. Hierdoor werken de TFP-groei en belichaamde technologische ontwikkeling op langere termijn versterkt door in de arbeidsproductiviteitsgroei. Op basis hiervan is een langetermijnrelatie voor de arbeidsproductiviteitsgroei af te leiden waarin de uiteindelijke effecten van de TFP-groei en van belichaamde technologische ontwikkeling beduidend hoger zijn dan de directe effecten zoals die worden weergegeven in bijvoorbeeld vergelijking (2.9). In paragraaf 2.3 wordt dit uitgewerkt vanuit de neoklassieke groeitheorie. Daarbij zal naar voren komen dat niet alleen belichaamde technologische ontwikkeling, maar ook de TFP-groei een belangrijke factor is achter kapitaalverdieping.³¹

bij de input van kapitaal. Kwaliteitsverbeteringen zouden gedetecteerd worden voor zover ze gepaard gaan met reële kostenverhogingen van de producten, maar niet als ze leiden tot lagere kosten/prijzen, aldus Kendrick (1955).

³⁰ Deze jaargangenbenadering is terug te zien in analyses van Den Hartog en Tjan (1974, 1976), die hun toepassing hebben gevonden in de macro-economische modellen van het Centraal Planbureau in het verleden (VINTAF, FREIA, FREIA-KOMPAS, FKSEC). In het model SAFFIER II, dat tegenwoordig wordt gebruikt door het Centraal Planbureau, is geen jaargangenbenadering meer opgenomen (Centraal Planbureau, 2010). Zie Kuipers, Muysken en Van Sinderen (1979) voor een amendering van het model van Den Hartog en Tjan (1976), onder andere door naast belichaamde technologische ontwikkeling ook onbelichaamde technologische ontwikkeling op te nemen.

³¹ Het achterliggende mechanisme is al beschreven door Solow (1956) en door Swan (1956) in de eerste uitwerkingen van de neoklassieke groeitheorie. Zie over het indirecte effect van TFP-groei op kapitaalverdieping verder bijvoorbeeld Hulten (1979, 2000) en Schreyer en Pilat (2001).

2.2.5 Reflectie op de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten

Een beperking bij veel groeiboekhoudingsberekeningen is dat de TFP-groei wordt berekend onder de neoklassieke veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten. Indien niet aan die veronderstellingen wordt voldaan, kunnen de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid afwijken van de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. De TFP-groei kan dan een vertekening geven van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling (de groeivoet van de schaalfactor A) aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei. In deze paragraaf volgt een beschouwing hierover, met een onderscheid tussen het macro- en het microniveau. Er zal blijken dat de TFP-groei zoals die berekend wordt volgens de conventionele methodiek (dat wil zeggen onder de veronderstellingen van volledig vrije mededinging in combinatie met constante schaalopbrengsten) bij onvolledige mededinging toch een goede weergave kan bieden van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei. Dat geldt indien bedrijven gemiddeld genomen geen monopolioïde overwinsten maken en er op macroniveau sprake is van constante schaalopbrengsten. Die situatie is op langere termijn van toepassing te achten bij monopolistische concurrentie.

Mogelijke vertekening bij inschatting van outputelasticiteiten in geval van onvolledige mededinging

Bij veel producten is de situatie van volledig vrije mededinging niet realistisch. Volledig vrije mededinging kan alleen van toepassing zijn indien er een groot aantal aanbieders is van homogene producten. In geval van heterogene producten gaat de marktvorm van volledig vrij mededinging over in die van monopolistische concurrentie. Naast monopolistische concurrentie zijn als marktvormen mogelijk: een heteroëen en een homogeen oligopolie (beperkt aantal aanbieders met respectievelijk heterogene en homogene producten) en monopolie.

Bij onvolledige mededinging leidt winstmaximalisatie door bedrijven tot een prijs die hoger is dan de marginale kosten. In samenhang hiermee geldt dan niet langer dat de marginale producten van kapitaal en arbeid gelijk zijn aan de reële beloningsvoeten van kapitaal en arbeid. De factor arbeid ontvangt dan een beloning die lager is dan het marginale product van arbeid, terwijl voor de factor kapitaal een beloning kan gelden boven het marginale product van kapitaal (zie bijvoorbeeld Griffith (2001) en Klette (1999)). In bijlage B2 wordt hier een technische toelichting op gegeven.

De consequentie van het bovenstaande kan zijn dat de gemeten TFP-groei een onderschatting geeft van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei. Dit valt in te zien aan de hand van wiskundige uitwerkingen van onder anderen Hall (1988, 1990), Griffith (2001) en Klette (1999). Kwalitatief verwoord is dit als volgt te beredeneren:

- Onvolledige mededinging leidt er bij groeiboekhoudingsberekeningen volgens de conventionele methodiek toe dat aan de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten een kleiner gewicht wordt toegekend dan overeenkomt met de outputelasticiteit van arbeid. Het aandeel van arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde komt dan namelijk lager uit dan de outputelasticiteit van arbeid, wat te zien is in vergelijking (2.2) in paragraaf 2.2.2. Uitgaande van constante schaalopbrengsten (outputelasticiteiten van arbeid en kapitaal die

optellen tot 1) geldt dan ook dat aan de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten een groter gewicht wordt toegekend dan overeenkomt met de outputelasticiteit van kapitaal.

- In de praktijk is de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten structureel hoger dan de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten, zoals tabel 2.1 toont. Dat kan voor een groot deel worden toegeschreven aan de positieve doorwerking van (onbelichaamde en belichaamde) technologische ontwikkeling in kapitaalverdieping die in de vorige subparagraaf werd besproken. Daarnaast speelt een rol dat de hoeveelheid kapitaaldiensten sterker toeneemt dan de voorraad kapitaal als gevolg van een toenemend gewicht van kapitaalgoederen die relatief snel verouderen (zie hierover verder paragraaf 5.5 in hoofdstuk 5). Een overschatting van de outputelasticiteit van kapitaal en een onderschatting van de outputelasticiteit van arbeid houdt in die situatie in dat bij groeiboekhouding de groei van de inputs van arbeid en kapitaal in totaliteit wordt overschat. Dat resulteert in een gemeten TFP-groei die lager is dan de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei.

Tabel 2.1 *Ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten; 1970-2005*

Volumes, uitgedrukt als indexcijfers; waarden in 2005 op 100 gesteld

	1970	1980	1990	1995	2000	2005
Australië	-	-	68,0	74,1	85,6	100,0
België	-	43,2	62,8	72,7	85,8	100,0
Canada	-	-	-	-	-	-
Denemarken	-	47,9	67,9	77,3	86,8	100,0
Duitsland	31,8*	47,1*	63,4*	69,8	87,5	100,0
Finland	25,7	49,8	75,1	88,8	94,2	100,0
Frankrijk	-	63,5	78,4	85,4	90,9	100,0
Ierland	-	-	63,2	64,8	81,7	100,0
Italië	37,4	59,4	75,0	86,0	93,2	100,0
Japan	-	34,6	56,5	72,0	85,7	100,0
Nederland	-	61,5	79,1	84,1	94,2	100,0
Nieuw Zeeland	-	-	-	-	-	-
Noorwegen	-	-	-	-	-	-
Oostenrijk	-	58,5	75,4	86,5	95,2	100,0
Portugal	-	-	-	56,5	84,8	100,0
Spanje	-	57,9	75,1	89,0	93,0	100,0
Verenigde Staten	27,8	49,6	64,3	72,6	87,0	100,0
Verenigd Koninkrijk	25,0	38,7	59,2	71,8	88,1	100,0
Zweden	-	-	-	68,8	85,6	100,0
Zwitserland	-	-	-	-	-	-

* West-Duitsland.

Bron: berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008).

Een vraag is hoe relevant het zojuist genoemde in praktisch opzicht is. Ten eerste is daarvoor van belang in hoeverre sprake is van onvolledige mededinging. Ten tweede is van belang in hoeverre onvolledige mededinging samengaat met constante schaalopbrengsten. Zo geldt dat toenemende schaalopbrengsten een positief effect hebben op de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid ten opzichte van de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. De optelsom van de outputelasticiteiten van kapitaal en ar-

heid is dan groter is dan 1, terwijl de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde per definitie optellen tot 1. Dat heeft een opwaarts effect op de gemeten TFP-groei ten opzichte van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei. Indien onvolledige mededinging op macroniveau samengaat met toenemende schaalopbrengsten, werken (bij een groeiende verhouding tussen de hoeveelheid kapitaaldiensten en arbeidsdiensten) een onderschatting en een overschatting van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling door de TFP-groei tegen elkaar in. Een afzonderlijke bijdrage van toenemende schaalopbrengsten blijft daarbij echter buiten beeld. Die is dan onzichtbaar verwerkt in de TFP-groei.³²

Bij het bovenstaande is het voor een goed inzicht nodig om een onderscheid te maken tussen het macro- en het microniveau. Op microniveau gaat onvolledige mededinging vaak samen met toenemende schaalopbrengsten. Op macroniveau kan daarbij echter gelden dat sprake is van constante schaalopbrengsten en dat bedrijven (gemiddeld genomen, op langere termijn) geen monopolioïde overwinsten maken. Die situatie doet zich bij uitstek voor in het geval van monopolistische concurrentie. In dat geval geven de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde toch een goede afspiegeling van de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid, zoals langs wiskundige weg wordt beschreven door Nishimura en Shirai (2000). In het onderstaande wordt een en ander op beknopte wijze kwalitatief toegelicht. Precieze wiskundige weergaves zijn te vinden in de literatuur die in de tekst wordt genoemd.

Monopolistische concurrentie als uitgangspunt

Monopolistische concurrentie kenmerkt zich door productdifferentiatie, waarbij een groot aantal bedrijven met elkaar concurreert met heterogene producten. Individuele bedrijven kunnen een prijsafzetcombinatie op een dalende vraagcurve kiezen die de meeste winst biedt. De prijs komt dan boven de marginale kosten uit. In samenhang daarmee wijken de marginale producten van kapitaal en arbeid af van de reële beloningsvoeten van kapitaal en arbeid. Dit dient echter tegen de achtergrond te worden gezien van een U-vormige gemiddelde kostencurve die op microniveau van toepassing kan worden geacht. Daarbij dalen de gemiddelde kosten tot aan een bepaalde productieomvang als gevolg van toenemende schaalopbrengsten en stijgen deze vanaf dat punt door afnemende schaalopbrengsten. Vrije toe- en uittreding van bedrijven leidt bij monopolistische concurrentie tot een evenwicht links van het punt waar de gemiddelde kosten het laagst zijn. Op dat punt is de prijs gelijk aan de gemiddelde kosten, maar hoger dan de marginale kosten. Dat evenwicht wordt in micro-economische tekstboeken standaard getoond bij de behandeling van monopolistische concurrentie (bijvoorbeeld Koutsoyiannis, 1979, hfst. 8). Het conceptuele kader hiervoor is ontwikkeld door Chamberlin (1933), dat later op formelere wijze wiskundig is uitgewerkt door Dixit en Stiglitz (1977).³³

³² Afnemende schaalopbrengsten zouden op analoge wijze een negatief effect hebben op de output-elasticiteiten van kapitaal en arbeid en daarmee een neerwaarts effect hebben op de TFP-groei ten opzichte van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei. Dat zou een neerwaarts effect van onvolledige mededinging op de gemeten TFP-groei ten opzichte van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling versterken.

³³ Bij volledig vrije mededinging zou op een U-vormige gemiddelde kostencurve een evenwicht bereikt worden in het punt waar de gemiddelde kosten het laagst zijn (Koutsoyiannis, 1979, hfst. 5).

Een prijs die hoger is dan de marginale kosten is binnen de marktform van monopolistische concurrentie nodig voor bedrijven om een normaal rendement op kapitaal te behalen. Een prijsvorming boven de marginale kosten gaat daarbij op zodanige wijze samen met toenemende schaalopbrengsten op microniveau dat bedrijven (gemiddeld genomen, op langere termijn) geen overwinsten maken. De verhouding tussen de reële beloningsvoeten van kapitaal en arbeid komt daarbij (op langere termijn) overeen met de verhouding tussen de marginale producten van kapitaal en arbeid. De reële beloningsvoeten van kapitaal en arbeid liggen dan beide een bepaalde factor lager dan de marginale producten van kapitaal en arbeid.³⁴ Daartussen bevindt zich een ‘markup’-factor, die nodig is voor bedrijven om een normaal rendement op kapitaal te kunnen behalen. Die factor wordt (op langere termijn) bepaald door de mate waarin op microniveau sprake is van toenemende schaalopbrengsten. Toenemende schaalopbrengsten leiden er immers toe dat de marginale kosten lager zijn dan de gemiddelde kosten. Zie Nishimura en Shirai (2000) en Basu en Fernald (2002) voor wiskundige afleidingen op dit punt.³⁵

Het bovenstaande houdt in dat de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde bij monopolistische concurrentie (op langere termijn) een goede weergave bieden van de verhouding tussen de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid. Voor de absolute waarden van de outputelasticiteiten is daarnaast van belang hoe sterk de toenemende schaalopbrengsten zijn, die de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid relatief gezien in gelijke mate verhogen. Hier is het evenwel belangrijk om een onderscheid te maken tussen het microniveau en het macroniveau. De toenemende schaalopbrengsten die op microniveau relevant zijn bij monopolistische concurrentie, hoeven zich op macroniveau namelijk niet voor te doen. Bij monopolistische concurrentie geldt dat een groeiende afzet op macroniveau op microniveau samengaat met toetreding tot de markt van nieuwe bedrijven, waardoor bedrijven op microniveau (op langere termijn) in principe op hetzelfde punt op de gemiddelde kostencurve blijven opereren. Indien de gemiddelde omvang van bedrijven gelijkblijft, op een vaste positie ten opzichte van het punt waar de gemiddelde kosten het laagst zijn, geldt dat toenemende schaalopbrengsten weliswaar onderdeel uitmaken van productiefuncties op microniveau, maar dat deze niet gerealiseerd worden op macroniveau.

Solow (1956, voetnoot 7) wees in het kader van zijn neoklassieke groeitheorie al op de marktform van monopolistische concurrentie aanvullend op volledig vrije mededinging. Hij wees daarbij op de mogelijkheid dat bij monopolistische concurrentie op macroniveau sprake zou

In dat punt zou sprake zijn van constante schaalopbrengsten. Volledig vrije mededinging gaat in dat geval dus samen met constante schaalopbrengsten, zodat het theorema van Euler van toepassing is (zie verder paragraaf 2.2.2). Landreth en Colander (2002, blz. 254-255) bespreken belangrijk oorspronkelijk werk van Wicksell (1902) over het evenwicht dat bij volledig vrije mededinging wordt bereikt op het minimum van een U-vormige gemiddeldekostencurve.

³⁴ Dat volgt uit kostenminimalisatie, zoals door Nishimura en Shirai (2000, blz. 13) is weergegeven.

³⁵ Dit kan ook direct worden beredeneerd vanuit het in paragraaf 2.2.2 genoemde theorema van Euler. Zoals in voetnoot 23 is aangegeven, volgt uit dat theorema dat bij toenemende schaalopbrengsten de omvang van de toegevoegde waarde kleiner is dan de inzet van de productiefactoren vermenigvuldigd met de marginale producten van de productiefactoren. Reële beloningsvoeten voor arbeid en kapitaal die lager zijn dan de marginale producten van respectievelijk arbeid en kapitaal zijn nodig om de beloningen van kapitaal en arbeid op te laten tellen tot de omvang van de toegevoegde waarde (zodat sprake is van ‘product exhaustion’; zie voetnoot 24).

kunnen van zijn constante schaalopbrengsten. Een consequentie van deze benadering is dat ook een onderscheid gemaakt kan worden tussen de marginale producten van kapitaal en arbeid die op microniveau relevant zijn en de marginale producten zoals die op macroniveau naar voren komen. Indien groei van de productieomvang van bedrijven op macroniveau (op langere termijn) gerealiseerd wordt via (netto)toetreding van bedrijven, wordt op macroniveau niet geprofiteerd van toenemende schaalopbrengsten en gelden op macroniveau lagere marginale producten van kapitaal en arbeid dan op microniveau. Op macroniveau kunnen deze dan (op langere termijn) overeenkomen met de reële beloningsvoeten van kapitaal en arbeid. Een voorwaarde is dan dat er zodanige concurrentie is dat er (op langere termijn) geen monopolioïde overwinsten worden gemaakt door bedrijven, zoals bij monopolistische concurrentie het geval is.

Daarmee kan geconcludeerd worden dat onvolledige mededinging in combinatie met toenemende schaalopbrengsten op microniveau geen vertekening hoeft in te houden als bij groeiboekhoudingsanalyses op macroniveau de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid worden benaderd door de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. Indien die vertekening niet plaatsvindt, biedt de TFP-groei zoals die met groeiboekhoudingsanalyses te berekenen is, een goede weergave van de bijdrage van onbelichaamde technologische ontwikkeling aan de economische groei en de arbeidsproductiviteitsgroei. Bepalend daarbij is in hoeverre bedrijven gemiddeld genomen monopolioïde overwinsten maken en in hoeverre op macroniveau aan de veronderstelling van constante schaalopbrengsten wordt voldaan.

In hoeverre is sprake van toe- dan wel afnemende schaalopbrengsten op macroniveau en in hoeverre is gemiddeld genomen sprake van monopolioïde overwinsten?

Empirisch onderzoek wijst niet duidelijk op toe- dan wel afnemende schaalopbrengsten in de productiefactoren kapitaal en arbeid op macroniveau, zodat hier geen belangrijke invloed van uit lijkt te gaan op de meting van de TFP-groei op macroniveau. Zie bijvoorbeeld Bloom, Canning en Sevilla (2002) voor empirisch onderzoek op dit terrein. In een regressieanalyse voor een groot aantal landen wereldwijd ter verklaring van de economische groei in de perioden 1970-1980 en 1980-1990 (153 waarnemingen) vinden zij voor kapitaal en arbeid vrij geschat elasticiteiten van 0,329 en 0,699. De optelsom hiervan (1,028) blijkt niet significant van 1,00 te verschillen.

Over de mate waarin sprake is van monopolioïde overwinsten bestaat minder duidelijkheid. Deze zijn moeilijk precies te bepalen, aangezien daarvoor bij de kapitaalkosten bekend dient te zijn wat een normaal (vereist) rendement op kapitaal is. Zo stellen Basu en Fernald (2002) dat de overwinsten in de Verenigde Staten gering zijn. Daarbij gaan zij echter uit van een vereist rendement op kapitaal dat gelijk is aan dividendrendement op de S&P 500 (beursindex van grote bedrijven in de Verenigde Staten).³⁶ Oliveira Martins, Scarpetta en Pilat (1997) hebben ‘markups’ direct empirisch geschat binnen het raamwerk van de groeiboekhoudingsmethodiek. Er wordt een complexe methode gehanteerd, waarbij feitelijk de daadwerkelijke beloning van kapitaal wordt vergeleken met de beloning die hoort bij een vergoeding volgens de gebruikskosten van kapitaal. De schattingen zijn uitgevoerd voor industriële en niet-industriële

³⁶ Dit blijkt uit een eerdere discussiepaperversie van het artikel: Basu en Fernald (1997, blz. 26).

le sectoren in 14 OECD-landen. Er worden hoge ‘markups’ gevonden, gemiddeld over de 14 landen bijvoorbeeld 19% in de industriële sectoren, 20% in de bouw en 47% in de handel. Een kanttekening daarbij is dat binnen de gebruikskosten van kapitaal als vereist rendement wordt uitgegaan van de lange rente (op staatsobligaties), waarmee geen rekening wordt gehouden met een risico-opslag voor ondernemers binnen het vereiste rendement.

Op globale wijze kan inzicht worden verkregen in de mate waarin sprake is van monopolioïde winsten door empirisch geschatte outputelasticiteiten van kapitaal te vergelijken met het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde. Bruikbaar hiervoor is het hierboven genoemde onderzoek van Bloom, Canning en Sevilla (2002). Daarin is de outputelasticiteit van kapitaal op ongeveer 1/3 geschat, waarbij is uitgegaan van een productiefunctie met vaste outputelasticiteiten (Cobb-Douglas-productiefunctie). Die waarde sluit goed aan bij een feitelijk aandeel van (bruto)kapitaalinkomen in de (bruto) toegevoegde waarde van globaal 1/3 dat internationaal gemiddeld genomen waar te nemen is (zie voetnoot 21 in paragraaf 2.2.2). Dat geeft de indruk dat monopolioïde overwinsten gemiddeld genomen niet groot zijn (internationaal gezien). Opgemerkt kan wel worden dat in het onderzoek van Bloom, Canning en Sevilla (2002) als kapitaalvariabele is gewerkt met de voorraad kapitaal, terwijl volgens de groeiboekhoudingsbenadering (de sneller gestegen) kapitaaldiensten relevanter zijn. Het gebruik van kapitaalvoorraaddata is in het verleden standaard geweest bij productiviteitsregressies, bij gebrek aan voldoende data voor kapitaaldiensten. Daarin kan verandering komen nu lange tijdreeksen voor veel landen beschikbaar zijn gekomen over kapitaaldiensten (bij de OECD en in de EU KLEMS Database; zie paragraaf 3.5.3 en paragraaf 5.5).

In de groeiboekhoudingsbenadering zoals die in de EU KLEMS Database wordt toegepast (zie paragraaf 2.2.6), wordt het vereiste rendement op kapitaal afgeleid uit het feitelijke kapitaalinkomen, waarbij verondersteld wordt dat het feitelijke rendement op kapitaal in een bepaald jaar gelijk is aan het vereiste rendement. Dan wordt per definitie geabstraheerd van overwinsten door bedrijven, in overeenstemming met de veronderstelling van volledig vrije mededinging bij groeiboekhoudingsanalyses.

2.2.6 Groeiboekhoudingsanalyse in de EU KLEMS Database met een translogproductiefunctie als uitgangspunt

In paragraaf 2.2.1 is als bijdrage van Solow (1957) aan de groeiboekhoudingsmethodiek aan de orde gekomen dat hij een methode wist uit te werken om binnen een groeiboekhoudingsvergelijking rekening te houden met variabele gewichten voor de groeivoeten van kapitaal en arbeid. Bij volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten zijn die gewichten gelijk aan de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid. Solow (1957) ging hierbij uit van een algemene vormgeving van een productiefunctie, waarbij hij wel concrete vormgevingen van productiefuncties noemde die in de praktijk van toepassing zouden kunnen zijn. In de praktijk van de groeiboekhouding wordt vaak uitgegaan van een translogproductiefunctie. Zo speelt deze een centrale rol in het methodologisch raamwerk van de EU KLEMS Database. In een translogproductiefunctie, die ontwikkeld is door Christensen, Jorgenson en Lau (1970, 1971, 1973), zijn de outputelasticiteiten op flexibele wijze gerelateerd aan de inzet van de productiefactoren arbeid en kapitaal en de verschillende vormen van technologische ontwikkeling (neutraal, arbeidsbesparend en kapitaalbesparend).³⁷ Daarmee benadert deze sterk een productiefunctie

³⁷ Neutrale technologische ontwikkeling (Hicks-neutraal genoemd) werkt besparend uit op het totaal

functie in algemene zin, waar Solow (1957) van uitging in zijn artikel over groeiboekhoudingsanalyse (zie paragraaf 2.2.2).

Een vergelijkbare flexibele vormgeving heeft een CES-productiefunctie (waarbij CES staat voor ‘constant elasticity of substitution’), die is geïntroduceerd door Arrow, Chenery, Minhas en Solow (1961). De translogproductiefunctie en de CES-productiefunctie hebben beide als belangrijk kenmerk dat rekening wordt gehouden met de mogelijkheid dat de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid afwijkt van 1.³⁸ In een CES-productiefunctie wordt uitgegaan van een constante substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid, terwijl die binnen de translogproductiefunctie flexibel is. Bij een constante substitutie-elasticiteit van 1 gaan de translogproductiefunctie en de CES-productiefunctie over in een Cobb-Douglas-productiefunctie met vaste outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid.³⁹ Veel empirisch onderzoek op basis van CES-productiefuncties wijst erop dat de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid aanzienlijk lager is dan 1.⁴⁰ Dat heeft als implicatie dat ervan uitgegaan kan worden dat de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid over de tijd vrij sterk kunnen variëren.⁴¹

van de productiefactoren arbeid en kapitaal en werkt daarmee via een elasticiteit van 1 door in de groei van de totale factorproductiviteit. Arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (Harrod-neutraal) werkt alleen besparend uit op de factor arbeid, terwijl kapitaalbesparende technologische ontwikkeling (Solow-neutraal) alleen besparend uitwerkt op de factor kapitaal. Zie voor een verdere bespreking bijvoorbeeld Barro en Sala-i-Martin (2004, blz. 52-53).

³⁸ Deze substitutie-elasticiteit geeft de reciproque weer van het procentuele effect van een toename van de inzet van kapitaal ten opzichte van arbeid met 1% op het marginale product van arbeid ten opzichte van kapitaal. Door het marginale product van arbeid ten opzichte van kapitaal te relateren aan de reële beloningsverhouding tussen arbeid en kapitaal (onder de veronderstelling van volledig vrije mededinging aan elkaar gelijk te stellen), wordt hiermee een maatstaf verkregen voor de mate van substitutie tussen kapitaal en arbeid bij een verandering van de reële beloningsverhouding tussen deze twee productiefactoren. Arbeid en kapitaal worden binnen het begrip substitutie-elasticiteit uitgedrukt in efficiëntie-eenheden, dat wil zeggen dat de inzet van arbeid ‘in natuurlijke eenheden’ wordt vermenigvuldigd met een index die de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling weergeeft en dat de inzet van kapitaal in ‘natuurlijke eenheden’ wordt vermenigvuldigd met een index die de stand van de kapitaalbesparende technologische ontwikkeling weergeeft (zie bijvoorbeeld Chirinko, 2008). In de praktijk lijkt vooral arbeidsbesparende technologische ontwikkeling relevant te zijn, zoals besproken wordt in paragraaf 2.3.1.

³⁹ Volgens Christensen, Jorgenson en Lau (1973) kan de translogproductiefunctie veel specifieke productiefuncties, waaronder de CES-productiefunctie, accuraat benaderen. Christensen, Jorgenson en Lau (1971) spreken zelfs over een ‘valid second order approximation to an arbitrary functional form’, waarbij de CES-productiefunctie een speciaal geval is van de translogproductiefunctie. Hoff (2002, 2004) beschrijft echter dat een CES-productiefunctie alleen nauwkeurig wordt benaderd door een translogproductiefunctie indien de substitutie-elasticiteit in de buurt van 1 ligt. Dat betekent dat een translogproductiefunctie niet zo vergaand flexibel is dat deze ook een CES-productiefunctie goed kan representeren bij substitutie-elasticiteiten die sterk afwijken van 1.

⁴⁰ Zie bijvoorbeeld Chirinko (2008), die op basis van een overzicht van empirische studies de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid op langere termijn inschat op 0,4-0,6. Het Centraal Planbureau gaat in het macromodel SAFFIER II uit van een substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid van 0,5 op langere termijn. Die waarde is empirisch geschat binnen een CES-productiefunctie (Centraal Planbureau, 2010). Arrow, Chenery, Minhas en Solow (1961) vonden in het artikel waarin de CES-productiefunctie werd geïntroduceerd, al empirische aanwijzingen dat de substitutie-elasticiteit lager dan 1 zou zijn.

⁴¹ Uit de in voetnoot 38 genoemde definitie voor de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid is

Bij groeiboekhoudingsanalyses hoeft niet expliciet een bepaalde productiefunctie te worden geformuleerd om de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid te benaderen aan de hand van de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. Bij de theoretische interpretatie van deze inkomensaandelen kan in eerste instantie een algemene productiefunctie in gedachten worden genomen (conform Solow, 1957), waarbij vervolgens de translogproductiefunctie en de CES-productiefunctie als concrete geavanceerde vormgevingen van de productiefunctie voor ogen kunnen worden genomen. Een praktisch voordeel van de translogproductiefunctie is wel dat de vergelijking direct in natuurlijke logaritmen is weergegeven, die bij groeiboekhoudingsanalyses gemakkelijk hanteerbaar zijn als benadering van groei-voeten. Ze kunnen additief worden gebruikt binnen groeiboekhoudingsanalyses, zonder dat onzuiverheden ontstaan als gevolg van elasticiteiten die alleen bij kleine veranderingen van de productiefactoren zouden gelden.⁴²

Een groeiboekhoudingsanalyse met een translogproductiefunctie als onderbouwing is ver- gaand uitgewerkt en toegepast voor de Verenigde Staten door Jorgenson, Gollop en Fraumeni (1987). In de internationale groeiboekhoudingsdatabase EU KLEMS is de methodologie van Jorgenson, Gollop en Fraumeni (1987) overgenomen.⁴³ De groeiboekhoudingsvergelijking uit de EU KLEMS Database kan, aansluitend bij vergelijking (2.9) uit paragraaf 2.2.3, als volgt worden weergegeven:

$$(2.10) \quad d \ln(AP) = d \ln(TFP) + \omega_K(d \ln(K_D) - d \ln(L)) + \omega_L(d \ln(L_G) - d \ln(L))$$

Ofwel:

$$(2.11) \quad d \ln(AP) = d \ln(TFP) + \omega_K d \ln(K_D / L) + \omega_L d \ln(L_G / L)$$

De ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit wordt hier uitgesplitst in de bijdragen van drie factoren: de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten per eenheid arbeid (K_D/L), de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid (L_G/L) en als residu de ontwikkeling van de totale factorproductiviteit (TFP). De outputelasticiteiten van kapitaaldiensten en gewogen arbeidsdiensten worden hierbij benaderd door de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. In paragraaf

af te leiden dat een substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid kleiner dan 1 inhoudt dat de outputelasticiteit van arbeid positief afhankelijk is van de inzet van kapitaal ten opzichte van arbeid, beide uitgedrukt in efficiëntie-eenheden, en dat de outputelasticiteit van kapitaal hier negatief van afhankelijk is.

⁴² Bij elasticiteiten kleiner (groter) dan 1 geldt namelijk voor de afzonderlijke productiefactoren dat sprake is van afnemende (toenemende) marginale effecten en daarmee ook van afnemende (toenemende) procentuele effecten van procentuele veranderingen van de productiefactoren. Door de variabelen uit te drukken in natuurlijke logaritmen, wordt daar rekening mee gehouden. Verder geldt dat ook interactie-effecten van veranderingen van meerdere variabelen (productiefactoren en stand van technologische ontwikkeling) tegelijkertijd van belang zijn voor de groei van de toegevoegde waarde. Ook hier wordt rekening mee gehouden als de vergelijking in natuurlijke logaritmen wordt weergegeven.

⁴³ Zie voor een gedetailleerde bespreking van de methodologie in de EU KLEMS Database Timmer, Van Moergastel, Stuivenwold, Ypma, O'Mahony en Kangasniemi (2007).

2.2.3 werd deze vergelijking al weergegeven in groeivoeten, nu is deze weergegeven in delta's van natuurlijke logaritmen.

In de vergelijkingen (2.10) en (2.11) is uitgegaan van continue functies, die van toepassing zijn bij oneindig kleine tijdsperioden. Het is gebruikelijk om groeiboekhoudingsanalyses plaats te laten vinden met discrete perioden van een jaar als tijdseenheid, zoals ook in de EU KLEMS Database het geval is. Voor deze discrete perioden van een jaar wordt in de EU KLEMS Database uitgegaan van de volgende groeiboekhoudingsvergelijking:

$$(2.12) \quad \ln(AP_t) - \ln(AP_{t-1}) = \ln(TFP_t) - \ln(TFP_{t-1}) + \overline{\omega_K} [\ln((K_D/L)_t) - \ln((K_D/L)_{t-1})] \\ + \overline{\omega_L} [\ln((L_G/L)_t) - \ln((L_G/L)_{t-1})]$$

De gewichten ω_K en ω_L zijn hier voorzien van bovenliggende streepjes, waarmee wordt aangegeven dat deze hier ongewogen gemiddelden uitdrukken van de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde over de jaren t en $t-1$. Dit is een weging volgens de methode van de Törnqvistindex, die eerder ook al werd toegepast door Jorgenson, Gollop en Fraumeni (1987). De methode kan worden toegepast bij het berekenen van indexcijfers voor de ontwikkeling van variabelen discreet over de tijd (Törnqvist, 1935; Theil, 1967; Christensen en Jorgenson, 1970). Op een vergelijkbare wijze kan de methode worden toegepast bij statische vergelijkingen tussen entiteiten, zoals bedrijven of landen (Törnqvist en Törnqvist, 1937; Theil, 1967; Jorgenson en Nishimizu, 1978; Christensen, Cummings en Jorgenson, 1981; Caves, Christensen en Diewert, 1982a).⁴⁴ Centraal bij de Törnqvistindex (ook wel Törnqvist-Theil-index genoemd) staat het benaderen van groeivoeten over de tijd dan wel verschillen tussen entiteiten aan de hand van eerste verschillen van natuurlijke logaritmen en het gebruiken van gewichten voor de onderliggende componenten die ongewogen gemiddelden zijn voor de twee vergeleken tijdsperioden dan wel de twee vergeleken entiteiten.

Voor de ontwikkeling van variabelen discreet over de tijd is de Törnqvistindex een benadering van de Divisia-index voor continue tijdsperioden (Divisia, 1925, 1928). Bij de Divisia-index worden gewogen groeivoeten berekend met gewichten betrekking hebbend op de (oneindig kleine) uitgangspanne. De Törnqvistindex is hier een vertaling van naar discrete tijdsperioden (Jorgenson en Griliches, 1972; Diewert, 1976; Balk, 2005).⁴⁵ De Törnqvistmethode

⁴⁴ In de literatuur wordt Törnqvist (1936) vaak gebruikt als referentie voor de oorsprong van de Törnqvistindex. Dat betreft een artikel waarin een nieuwe consumptieprijsindex van de Bank of Finland wordt beschreven, ontwikkeld door Törnqvist. De daar gepresenteerde formule voor de wekelijkse prijsindex heeft al wel een logaritmische vormgeving, maar bij de gewichten wordt nog niet uitgegaan van ongewogen gemiddelden over de lopende en de voorgaande periode. Er wordt slechts opgemerkt dat de gewichten in principe variabel zijn. Een formule waarin (binnen een logaritmische specificatie) de gewichten zijn geformuleerd als ongewogen gemiddelden over de lopende en de voorgaande periode (in dit geval de lopende en de voorgaande week) is wel te vinden in een eerder (pas in 1981 gepubliceerd) memorandum van Törnqvist (1935). Verder is de methodiek van het werken met ongewogen gemiddelden als gewichten binnen logaritmisch geformuleerde indexcijfers terug te vinden in een artikel van Törnqvist en Törnqvist (1937), betrekking hebbend op de meting van de koopkrachtverhouding tussen de Finse mark en de Zweedse kroon.

⁴⁵ De Törnqvistindex (hoeveelheids- dan wel prijsindex) benadert hierbij de 'ideale index' van Fisher

van wegen past bij een translogproductiefunctiebenadering. De index van Törnqvist kan namelijk direct uit een translogfunctie worden afgeleid, zoals Diewert (1976) en Caves, Christensen en Diewert (1982b) hebben laten zien voor respectievelijk ontwikkelingen over de tijd en vergelijkingen tussen entiteiten.⁴⁶ Een kenmerk van Törnqvistindexcijfers is dat ze symmetrisch zijn over de tijd. De index voor periode t ten opzichte van $t-1$ is gelijk is aan de reciproque van de index voor periode $t-1$ ten opzichte van periode t (Jorgenson en Griliches, 1972; Balk en Diewert, 2001). Bij vergelijkingen tussen entiteiten geldt onderlinge symmetrie en kan daarnaast multilaterale transitiviteit worden bewerkstelligd (Christensen, Cummings en Jorgenson, 1981; Caves, Christensen en Diewert, 1982a). De indexcijfers die de posities van entiteiten ten opzichte van elkaar uitdrukken, geven dan multilateraal consistente verhoudingen weer.

In de EU KLEMS Database wordt de Törnqvistmethode ook gebruikt voor het berekenen van de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten en voor het berekenen van de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten. In het eerste geval worden de delta's van de natuurlijke logaritmen van het aantal gewerkte uren door verschillende typen werkenden (onderscheiden naar opleidingsniveau, leeftijd en geslacht) gewogen aan de hand van de aandelen die deze typen werkenden hebben in het totale arbeidsinkomen. In het tweede geval worden de delta's van de natuurlijke logaritmen van de voorraad kapitaal van verschillende typen kapitaalgoederen gewogen op basis van de aandelen die de verschillende typen kapitaalgoederen hebben in de totale gebruikskosten van kapitaal. Bij beide wegingen (die van arbeid en die van kapitaal) worden gewichten gebruikt die ongewogen gemiddelden zijn over de jaren t en $t-1$. Dit komt overeen met de methodiek die voor de weging van arbeidsdiensten en kapitaaldiensten is gevolgd is door Jorgenson, Gollop en Fraumeni (1987). Voor de weging van deze productiefactoren worden translogfuncties verondersteld, vergelijkbaar met de translogproductiefunctie ter verklaring van de toegevoegde waarde. Nu betreft het translogfuncties voor arbeidsdiensten en kapitaaldiensten, met verschillende typen arbeid (in geval van arbeidsdiensten) en kapitaal (in geval van kapitaaldiensten) als componenten. Bij kapitaaldiensten wordt verder een onderscheid gemaakt tussen twee hoofdgroepen van kapitaal: ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal. Voor beide typen kapitaal worden groeiboekhoudingsuitkomsten gepresenteerd in de EU KLEMS Database.

In een aan de EU KLEMS Database gerelateerde Productivity Level Database van het Groningen Growth and Development Centre (GGDC Productivity Level Database; Inklaar en Timmer, 2008) wordt de Törnqvistmethode toegepast bij vergelijkingen van groeiboekhoudingsvariabelen in niveaus tussen landen. Met gebruikmaking van specifieke koopkrachtpariteiten voor de bruto toegevoegde waarde, het brutokapitaalinkomen uit ICT-kapitaal, het brutokapitaalinkomen uit niet-ICT-kapitaal en het arbeidsinkomen zijn niveauvergelijkingen tussen lan-

(1922), die een meetkundig gemiddelde is van een Laspeyresindex en een Paasche-index. Bij de Laspeyreshoeveelheidsindex worden gewichten van de componenten bepaald op basis van prijzen in de uitgangperiode, bij de Paaschehoeveelheidsindex zijn dat prijzen in de lopende periode. Zie Dumagan (2002) voor een wiskundige uitwerking van de Törnqvistindex in relatie tot de 'ideale' index van Fisher.

⁴⁶ De Törnqvistindex wordt daarom 'exact' genoemd voor translogfuncties, in navolging van Diewert (1976). Hiermee wordt, zoals Diewert (1976) aangeeft, bedoeld dat de Törnqvistindex consistent is met een translogfunctie.

den uitgevoerd om verschillen in arbeidsproductiviteitsniveaus tussen landen uit te splitsen in bijdragen van TFP-niveaoverschillen, verschillen in de hoeveelheid ICT-kapitaal en de hoeveelheid niet-ICT-kapitaal per gewerkt uur en verschillen in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur.

In paragraaf 5.3 zal aandacht worden geschonken aan de groeiboekhoudingscijfers zoals die voor een groot aantal landen over de periode 1970-2005 zijn te berekenen op basis van de EU KLEMS Database. Tevens zal datamateriaal uit de GGDC Productivity Level Database worden gebruikt om vergelijkingen tussen landen in niveaus uit te voeren voor de verschillende groeiboekhoudingsvariabelen.

2.3 Groeiboekhouding in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie

In de vorige (hoofd)paragraaf is vanuit de groeiboekhoudingsbenadering beschreven dat er drie kanalen zijn waarlangs een hogere arbeidsproductiviteit bereikt kan worden: een hogere TFP, meer fysiek kapitaal per eenheid arbeid en meer menselijk kapitaal per eenheid arbeid (via veranderingen van de samenstelling van de factor arbeid). Indien niet apart rekening wordt gehouden met de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, blijven over: een hogere TFP en meer fysiek kapitaal per eenheid arbeid. De TFP-component omvat dan ook de bijdrage van menselijk kapitaal. De neoklassieke groeitheorie, ontwikkeld door Solow (1956) en Swan (1956), laat zien hoe de TFP en investeringen in fysiek kapitaal doorwerken in de arbeidsproductiviteit. Later is hier door Mankiw, Romer en Weil (1992) menselijk kapitaal aan toegevoegd. Voorts hebben Greenwood, Hercowitz en Krusell (1997) kwaliteitsverbeteringen van fysiek kapitaal gemodelleerd in een neoklassiek groei-model door de relatieve prijsontwikkeling van kapitaalgoederen als variabele op te nemen.

In deze paragraaf wordt de groeiboekhoudingsbenadering nader in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie. In paragraaf 2.3.1 worden groeiboekhoudingsvergelijkingen voor de arbeidsproductiviteitsgroei gerelateerd aan vergelijkingen voor de arbeidsproductiviteitsgroei die binnen de neoklassieke groeitheorie direct zijn af te leiden uit een productiefunctie. Daarbij wordt ook aandacht geschonken aan de modellering van menselijk kapitaal binnen een neoklassieke productiefunctie. In paragraaf 2.3.2 wordt de accumulatie van fysiek kapitaal uitgewerkt, waarna in paragraaf 2.3.3 kan worden besproken hoe de TFP-groei en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid tezamen met kwaliteitsverbeteringen van fysiek kapitaal de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid beïnvloeden. Vervolgens wordt in paragraaf 2.3.4 in beeld gebracht hoe deze factoren uiteindelijk doorwerken in de arbeidsproductiviteitsgroei. De relatie tussen de neoklassieke groeitheorie en de groeiboekhoudingsvergelijkingen wordt telkens zichtbaar gemaakt door vergelijkingen die uit de neoklassieke groeitheorie volgen, te vertalen naar vergelijkingen die qua variabelen en coëfficiënten nauw aansluiten bij de groeiboekhoudingsvergelijkingen.

Bij de accumulatie van fysiek kapitaal wordt omwille van de eenvoud geabstraheerd van het verschil tussen de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten en de ontwikkeling van de kapitaalvoorraad. Het rekening houden met dit verschil zou inhouden dat bij de accumulatie van fysiek kapitaal uitgegaan zou moeten worden van een over de tijd stijgende gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen. Tevens zouden kapitaalverliezen/-winsten op kapi-

taalgoederen dan in de beschouwing betrokken dienen te worden. Hoewel dit goed mogelijk is, wordt daar van afgezien om een grote hoeveelheid technische afleidingen te vermijden.

Bij de groeiboekhoudingsvergelijkingen wordt verder uitgegaan van de ‘conventionele’ groeiboekhoudingsmethodiek, waarbij de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid gelijk worden gesteld aan de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. Voor de afzonderlijk te onderscheiden productiefactor menselijk kapitaal wordt op analoge wijze gehandeld.

2.3.1 Productiefunctie in het neoklassieke groeimodel

Het neoklassieke groeimodel is opgebouwd rond twee centrale vergelijkingen: een productiefunctie en een accumulatiefunctie voor fysiek kapitaal. De grondleggers hiervan zijn Solow (1956) en Swan (1956). Het model van Solow (1956) heeft de meeste aandacht gekregen in de literatuur. Swan (1956) heeft op onafhankelijke wijze een soortgelijk model opgesteld als Solow (1956) en kan daarom als medegrondlegger van de neoklassieke groeitheorie worden beschouwd.⁴⁷ In de literatuur wordt het neoklassieke groeimodel dan ook wel het Solow-Swan-model genoemd.

De oorspronkelijke modelleringen van Solow (1956) en Swan (1956) verschillen op twee punten van de uitwerking die het model later in de literatuur heeft gekregen (zie bijvoorbeeld Jones (2002a) en Romer (2001)):

- Een eerste verschil is dat in de oorspronkelijke analyses van Solow (1956) en Swan (1956) wordt uitgegaan van neutrale technologische ontwikkeling, die besparend uitwerkt op het totaal van de productiefactoren (fysiek) kapitaal en arbeid, terwijl in de latere vormgevingen van het model wordt uitgegaan van arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Ook in het groeiboekhoudingsartikel van Solow (1957) werd uitgegaan van neutrale technologische ontwikkeling. Later heeft Solow echter de voorkeur gegeven aan een productiefunctie met arbeidsbesparende technologische vooruitgang (Solow, 2000 [oorspronkelijk 1970], hfst. 2).⁴⁸ Arbeidsbesparende technologische vooruitgang zou vanuit de neoklassieke groeitheorie geredeneerd realistischer zijn, omdat die in algemene zin (onafhankelijk van het type productiefunctie en daarmee de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid) consistent is met een stabiele verhouding tussen de kapitaalvoorraad en output (toegevoegde waarde) in het langetermijnevenwicht van het groeimodel.⁴⁹ De ver-

⁴⁷ Zie Dimand en Spencer (2008) en Pitchford (2002) voor een bespreking van de totstandkoming van het model van Swan (1956).

⁴⁸ Deze verwijzing naar Solow (2000 [oorspronkelijk 1970], hfst. 2) betreft een college dat door Solow gegeven werd in 1969, al uitgebracht in 1970 in de eerste editie van het boek waar de referentie betrekking op heeft.

⁴⁹ Zie naast Solow (2000 [oorspronkelijk 1970], hfst. 2) bijvoorbeeld Barro en Sala-i-Martin (2004, blz. 53 en 78-80) voor een wiskundige uiteenzetting. Opgemerkt kan worden dat een stabiele relatie tussen de kapitaalvoorraad en output hierbij alleen volgt als wordt geabstraheerd van relatieve prijsdalingen van kapitaalgoederen ten opzichte van de prijs van de toegevoegde waarde als gevolg van kwaliteitsverbeteringen van kapitaalgoederen. In de hiernavolgende paragraaf 2.3.2 wordt rekening gehouden met relatieve prijsdalingen van kapitaalgoederen, in lijn met een analyse van Greenwood, Hercowitz en Krusell (1997). Dan is (bij een gegeven nominale investeringsquote) een langetermijnpad af te leiden waarbij sprake is van een stijgende verhouding tussen de kapitaalvoor-

houding tussen de kapitaalvoorraad en de output verandert in de praktijk niet sterk, wat zou sporen met een arbeidsbesparend karakter van technologische ontwikkeling, in tegenstelling tot neutrale of kapitaalbesparende technologische ontwikkeling.⁵⁰

- Een tweede verschil betreft de accumulatie van (fysiek) kapitaal. In de oorspronkelijke modellen van Solow (1956) en Swan (1956) wordt uitgegaan van een investeringsquote waarbij de netto-investeringen (dat wil zeggen: bruto investeringen na aftrek van afschrijvingen) lineair afhankelijk zijn van de netto toegevoegde waarde, terwijl in de latere vormgevingen van het model in de literatuur wordt uitgegaan van een investeringsquote waarbij de bruto-investeringen lineair afhankelijk zijn van de bruto toegevoegde waarde. In het laatste geval worden de afschrijvingen op kapitaal lineair afhankelijk geacht van de voorraad kapitaal in de uitgangssituatie (zie vergelijking (2.25) in paragraaf 2.3.2). In de oorspronkelijke modellen van Solow (1956) en Swan (1956) zijn de afschrijvingen niet expliciet gemaakt.

Bij concrete formuleringen van het model wordt in de literatuur vaak de Cobb-Douglas-productiefunctie gehanteerd (zie Jones (2002a) en Romer (2001) als voorbeelden). In het oorspronkelijke artikel van Solow (1956) werden meerdere typen productiefuncties mogelijk geacht, waarbij de Cobb-Douglas-productiefunctie als een van de specifieke vormgevingen werd behandeld van een productiefunctie in algemene vorm. Swan (1956) ging wel uit van een Cobb-Douglas-productiefunctie, maar oorspronkelijk had hij ook een algemene vorm van de productiefunctie in gedachten, zo blijkt uit geschiedschrijving door Pitchford (2002) en Dimand en Spencer (2008) en een eerdere versie van het artikel dat postuum gepubliceerd is: Swan (2002). Solow (1956) ging weliswaar uit van een algemene productiefunctie, maar in het basismodel ontbreekt een term die de stand van de technologische ontwikkeling weergeeft. Met technologische ontwikkeling werd pas rekening gehouden in een paragraaf getiteld 'Extensions'. De langetermijngevolgen van de veronderstelde neutrale technologische ontwikkeling werden daarbij geanalyseerd vanuit een Cobb-Douglas-productiefunctie. Dat is relevant, omdat neutrale technologische ontwikkeling alleen bij een substitutie-elasticiteit tussen fysiek kapitaal en arbeid van 1 (wat een kenmerk is van een Cobb-Douglas-productiefunctie) leidt tot een stabiele verhouding tussen de kapitaalvoorraad en output in het langetermijnevenwicht van het neoklassieke groeiemodel.⁵¹

Bij de bespreking in deze paragraaf wordt uitgegaan van het neoklassieke model zoals het gebruikelijk in tekstboeken wordt weergegeven. Technologische ontwikkeling wordt daarbij als

raad en het volume van de toegevoegde waarde, afhankelijk van de ontwikkeling van de prijs van kapitaalgoederen in verhouding tot die van de toegevoegde waarde.

⁵⁰ Een redelijk stabiele verhouding tussen de kapitaalvoorraad en het volume van de toegevoegde waarde wordt bevestigd door tijdreeksen die voor het empirisch onderzoek in dit proefschrift zijn samengesteld voor 20 OECD-landen. Over de periode 1970-2006 is er in het totaal van de 20 OECD-landen weinig verandering opgetreden in de verhouding tussen de voorraad kapitaal en het volume van het bruto binnenlands product. Dat geldt ook voor veel afzonderlijke landen, waaronder Nederland en de Verenigde Staten. In Nederland komt de verhouding in 2006 4% lager uit dan in 1970, in de Verenigde Staten is die verhouding 11% gedaald. Als ongewogen gemiddelde voor de 20 OECD-landen is een lichte stijging met 2% berekend over de periode 1970-2006.

⁵¹ Zie bijvoorbeeld Solow (2000 [oorspronkelijk 1970], hfst. 2) en Barro en Sala-i-Martin (2004, blz. 53 en 78-80), als referenties al opgenomen in voetnoot 49. Zie Turnovsky (2008) voor een uitgebreide wiskundige uitwerking en simulaties binnen een neoklassiek groeikader.

arbeidsbesparende opgevat en investeringen in (fysiek) kapitaal worden als bruto-investeringen gemodelleerd. Omwille van de eenvoud wordt verder uitgegaan van een Cobb-Douglas-productiefunctie. Dat maakt het ook mogelijk om de productiefunctie met menselijk kapitaal uit te breiden op de wijze die werd voorgesteld door Mankiw, Romer en Weil (1992). Mankiw, Romer en Weil (1992) verwerkten menselijk kapitaal namelijk in een Cobb-Douglas-productiefunctie. Bij de presenteren groeiboekhoudingsvergelijkingen wordt wel duidelijk rekening gehouden met de mogelijkheid dat de productiefunctie in werkelijkheid een andere vormgeving heeft. De gewichten van kapitaal en arbeid representeren daarin de outputelasticeiteiten van kapitaal en arbeid zoals die uit de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde kunnen worden afgeleid onder de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten.

Productiefunctie met fysiek kapitaal en arbeid als productiefactoren

Als startpunt wordt uitgegaan van de volgende Cobb-Douglas-productiefunctie:⁵²

$$(2.13) \quad Y = K^\alpha (A_L L)^{1-\alpha}$$

De gewichten van K en L (respectievelijk α en $1-\alpha$) tellen hier op tot 1, zodat wordt uitgegaan van constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren (fysiek) kapitaal en arbeid. Technologische ontwikkeling is gemodelleerd door opname van de term A_L bij de factor arbeid. Deze term representeert de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (Harrod-neutraal).

Binnen een Cobb-Douglas-productiefunctie maakt het weinig verschil van welk type technologische ontwikkeling wordt uitgegaan. Zoals Solow (2000 [oorspronkelijk 1970], blz. 34) bespreekt, kan technologische ontwikkeling binnen een Cobb-Douglas-productiefunctie altijd als arbeidsbesparend worden opgevat, eventueel door de productiefunctie zodanig te herschrijven dat de technologische ontwikkeling (alleen) aan de factor arbeid gekoppeld wordt. Feitelijk kan binnen een Cobb-Douglas-productiefunctie een schaalfactor A worden opgenomen die de technologische ontwikkeling in algemene zin weergeeft en daarbij direct de TFP representeert. In het geval van arbeidsbesparende technologische ontwikkeling is die algemene factor A binnen vergelijking (2.13) gedefinieerd als: $A_L^{1-\alpha}$.

Vergelijking (2.13) kan als volgt worden herschreven tot een relatie voor de arbeidsproductiviteit (Y/L , weergegeven door AP):

$$(2.14) \quad AP = A_L^{1-\alpha} (K/L)^\alpha$$

In groeivoeten volgt:

$$(2.15) \quad \frac{dAP}{AP} = (1-\alpha) \frac{dA_L}{A_L} + \alpha \left(\frac{dK}{K} - \frac{dL}{L} \right)$$

⁵² Deze productiefunctie is genoemd naar werk van Cobb en Douglas (1928), maar werd al eerder formuleerd door Wicksell (1923). De functionele vorm van de Cobb-Douglas-productiefunctie werd al door Wicksell gebruikt in 1900 (Wicksell, 1900). Humphrey (1997) heeft dit beschreven.

Deze continue functie is bij benadering van toepassing bij zeer kleine veranderingen van K , L en A_L . Exact weergegeven volgt na een transformatie van vergelijking (2.14) in natuurlijke logaritmen:

$$(2.16) \quad d \ln(AP) = (1 - \alpha) d \ln(A_L) + \alpha d \ln(K/L)$$

Deze vergelijking kan vervolgens worden omgezet naar een groeiboekhoudingsvergelijking:

$$(2.17) \quad d \ln(AP) = d \ln(TFP) + \omega_K d \ln(K/L)$$

Vergeleken met vergelijking (2.16) is de outputelasticiteit van kapitaal, α , hier vervangen door het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde als groeiboekhoudingsgewicht voor kapitaal, weergegeven door ω_K . Vervolgens is $d \ln(TFP)$ gedefinieerd als $d \ln(A)$ vermenigvuldigd met $1 - \omega_K$, dat het aandeel van arbeidsinkomen weergeeft in de toegevoegde waarde ($1 - \omega_K = \omega_L$). Als maatstaf voor kapitaal is hier de hoeveelheid kapitaaldiensten relevant. Dat zou hier expliciet weergegeven kunnen worden door de variabele K in vergelijking (2.17) te vervangen door K_D . In de inleiding van deze paragraaf werd echter al aangegeven dat omwille van de eenvoud wordt geabstraheerd van het verschil tussen kapitaaldiensten en de kapitaalvoorraad. Daarom wordt hier gebruikgemaakt van de variabele K als algemene notatie voor de inzet van kapitaal.

In paragraaf 2.2.2 (en vervolgens in paragraaf 2.2.5) is al aan de orde gekomen dat het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde globaal op 1/3 kan worden gesteld. Daarmee wordt een indicatie verkregen van het gewicht ω_K in vergelijking (2.17). Onder de neoklassieke veronderstellingen van volledig vrije mededinging en winstmaximalisatie door ondernemers zou dan ook voor de outputelasticiteit van kapitaal in vergelijking (2.16) een waarde van globaal 1/3 in gedachten kunnen worden genomen. Het in paragraaf 2.2.5 besproken onderzoek van Bloom, Canning en Sevilla (2002) bevestigt direct vanuit empirische schattingen op basis van een Cobb-Douglas-productiefunctie dat de outputelasticiteit van kapitaal ongeveer 1/3 is, waarbij verder constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren kapitaal en arbeid niet werden verworpen.⁵³

Productiefunctie met menselijk kapitaal als afzonderlijke factor

Mankiw, Romer en Weil (1992) hebben het model van Solow (1956) uitgebreid met menselijk kapitaal. Zij presenteerden het met menselijk kapitaal uitgebreide model als ‘the augmented Solow model’. Mankiw, Romer en Weil (1992) stellen de volgende productiefunctie op:

⁵³ In het onderzoek is ook rekening gehouden met menselijk kapitaal, door de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking van 15 jaar en ouder als verklarende variabele op te nemen, en met technologische diffusie via ‘catching-up’. Van menselijk kapitaal werd geen significant effect gevonden, maar de gevonden coëfficiënt voor de menselijkkapitaalvariabele (een semi-elasticiteit van 0,058, om te rekenen naar een rendement binnen de factor arbeid van 8,4% door de coëfficiënt te delen door het gevonden gewicht van de factor arbeid binnen de productiefunctie) spoort wel goed met wat op grond van micro-onderzoek naar private rendementen van scholing verwacht zou mogen worden. In het vervolg van deze paragraaf wordt verder ingegaan op onderzoek naar private rendementen van scholing.

$$(2.18) \quad Y = K^\alpha HC^\beta (A_L L)^{1-\alpha-\beta}$$

Hierin geeft HC de hoeveelheid menselijk kapitaal ('human capital') weer, waar een elasticiteit van β aan is gekoppeld. Voor $A_L L$ is daarmee een elasticiteit van $1-\alpha-\beta$ overgebleven onder de veronderstelling van constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren (fysiek) kapitaal, menselijk kapitaal en arbeid in fysieke zin. Arbeid in fysieke zin en menselijk kapitaal vormen hier tezamen de productiefactor arbeid. Binnen de productiefactor arbeid kan menselijk kapitaal onderscheiden worden van ruwe arbeid. Ruwe arbeid omvat daarbij kennis en vaardigheden waar mensen van nature over beschikken, terwijl menselijk kapitaal betrekking heeft op kennis en vaardigheden die door scholing en ervaring zijn verkregen (Romer, 2001, blz. 133). De inzet van ruwe arbeid kan in een vaste lineaire relatie worden verondersteld tot de hoeveelheid arbeid in fysieke zin, waarmee deze vertegenwoordigd wordt door de variabele L . De hoeveelheid menselijk kapitaal staat via het gemiddelde scholings/ervaringsniveau van werkende personen in relatie staat tot de hoeveelheid arbeid in fysieke zin.

Vergelijking (2.18) kan als volgt herschreven worden tot een vergelijking voor de arbeidsproductiviteit:

$$(2.19) \quad AP = A_L^{1-\alpha-\beta} (K/L)^\alpha (HC/L)^\beta$$

In groeivoeten volgt hieruit:

$$(2.20) \quad \frac{dAP}{AP} = (1-\alpha-\beta) \frac{dA_L}{A_L} + \alpha \left(\frac{dK}{K} - \frac{dL}{L} \right) + \beta \left(\frac{dHC}{HC} - \frac{dL}{L} \right)$$

Exact weergegeven geldt, uitgedrukt in delta's van natuurlijke logaritmen:

$$(2.21) \quad d \ln(AP) = (1-\alpha-\beta) d \ln(A_L) + \alpha d \ln(K/L) + \beta d \ln(HC/L)$$

Binnen deze relatie wordt de TFP-groei gerepresenteerd door de term $(1-\alpha-\beta)d \ln(A_L)$. Op basis van vergelijking (2.21) kan in eerste instantie de volgende groeiboekhoudingsvergelijking worden opgesteld:

$$(2.22) \quad d \ln(AP) = d \ln(TFP) + \omega_K d \ln(K/L) + \omega_{HC} d \ln(HC/L)$$

Dit is een uitbreiding van groeiboekhoudingsvergelijking (2.17). Hierin geeft ω_{HC} het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde weer als groeiboekhoudingsgewicht voor menselijk kapitaal. Het betreft hier het aandeel van arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde vermenigvuldigd met het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen het totale arbeidsinkomen.

Een probleem bij vergelijking (2.22) is dat de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid en het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde niet direct meetbaar zijn. Wel kan binnen groeiboekhoudingsanalyses met menselijk kapitaal rekening worden gehouden door verschillende typen arbeid te onderscheiden en te wegen met

het aandeel dat deze hebben in het totale arbeidsinkomen. Zoals in paragraaf 2.2.4 is besproken, wordt dan uitgegaan van een gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten. Daar maken zowel menselijk kapitaal als ruwe arbeid deel van uit. Met de gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten als variabele voor de productiefactor arbeid in brede zin (dat wil zeggen inclusief menselijk kapitaal) kan de volgende groeiboekhoudingsvergelijking worden opgesteld (vergelijkbaar met vergelijking (2.9) uit paragraaf 2.2.4):

$$(2.23) \quad d\ln(AP) = d\ln(TFP) + \omega_K d\ln(K/L) + \omega_L d\ln(L_G/L)$$

De term $\omega_L d\ln(L_G/L)$ geeft hier de bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei weer van de groei van de gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten per eenheid ingezette arbeid. Deze term representeert de term $\omega_{HC} d\ln(HC/L)$ uit vergelijking (2.22).

Gewicht van menselijk kapitaal binnen een Cobb-Douglas-productiefunctie

Hoewel niet direct meetbaar, kan uit onderzoek wel een indicatie worden gekregen van het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde en daarmee van het gewicht van ω_{HC} in vergelijking (2.22). Dat aandeel is niet nodig bij groeiboekhoudingsberekeningen, omdat menselijk kapitaal niet als afzonderlijke factor wordt geëxpliciteerd binnen de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten. Wel is het relevant voor inzicht in het relatieve belang van menselijk kapitaal binnen een productiefunctie. Het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde kan globaal op 4/9 worden geschat. Deze globale schatting kan worden gedaan aan de hand van informatie over twee componenten: het aandeel van arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde en vervolgens het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen het totale arbeidsinkomen:

- In paragraaf 2.2.2 en eerder in deze paragraaf is al aan de orde gekomen dat het gewicht van het arbeidsinkomen binnen de toegevoegde waarde op ongeveer 2/3 kan worden gesteld.
- Het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen het totale arbeidsinkomen kan worden ingeschat door het gemiddelde loon te vergelijken met het loon dat voor ongeschoolde arbeid geldt, dat tot op zekere hoogte gerepresenteerd wordt door het minimumloon. Langs die weg schatten Van Bergeijk e.a. (1995) dat aandeel voor Nederland op ruwweg 2/3. Den Butter en Wollmer (1996) schatten dit aandeel op basis van dezelfde methodiek op ruwweg 50 procent in voor Nederland. Mankiw, Romer en Weil (1992) komen voor de Verenigde Staten uit op een aandeel van 50 tot 70 procent.
- Psacharopoulos en Patrinos (2004) geven een uitgebreid literatuuroverzicht van private rendementen op scholing. Uit die studies volgt dat voor OECD-landen gemiddeld genomen een privaat rendement op scholing is gevonden van 7,5% bij een gemiddeld aantal jaren scholing van 9,0. Het betreft hier rendementen volgens semi-logaritmische Mincerianse loonvergelijkingen, waarbij de natuurlijke logaritme van het loon van individuen onder meer is gerelateerd aan het aantal jaren opleiding (Mincer, 1974). De coëfficiënt voor het aantal jaren opleiding geeft daarbij het rendement weer, dat geïnterpreteerd kan worden als het relatieve effect op het loon van een individu van een jaar extra scholing. Een jaar extra scholing ten opzichte van het gemiddelde aantal van 9,0 zou daarbij leiden tot 7,5% extra loon voor een individu. Een toename van het gemiddeld aantal jaren scholing op macroniveau met 1 jaar zou zich op macroniveau vertalen in 7,5% extra arbeidsinkomen per eenheid arbeid. Op vergelijkbare wijze kan berekend worden dat een toename

van het gemiddelde aantal jaren scholing met 1% (1% van 9,0 = 0,09) zou leiden tot 0,67% (= 0,09 × 7,5%) extra arbeidsinkomen per eenheid arbeid. Ervan uitgaande dat het gemiddelde aantal jaren scholing via een elasticiteit van 1 de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid representeert, kan dan worden afgeleid dat het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal binnen het totale arbeidsinkomen 67% zou bedragen.⁵⁴

- Zowel voor Nederland als internationaal zou daarmee het gewicht van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde globaal op 4/9 kunnen worden ingeschat. Het betreft hier een inschatting op grond van private rendementen op scholing, waarbij (in de context van het groeiboekhoudingsraamwerk) is geabstraheerd van eventuele externaliteiten van menselijk kapitaal.⁵⁵ Een gewicht van globaal 4/9 is in lijn met empirisch onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002), dat in paragraaf 6.2.2 wordt besproken. In dat onderzoek is de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) gebruikt als indicator voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid (zoals ook het geval zal zijn bij de empirisch schattingen in dit proefschrift). Uit de schattingsresultaten is een elasticiteit voor het effect van deze variabele op de arbeidsproductiviteit af te leiden van 0,4-0,5. Die elasticiteit is te interpreteren als een outputelasticiteit van menselijk kapitaal.⁵⁶ Onder de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten komt deze outputelasticiteit neer op een aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde van 0,4-0,5.

⁵⁴ Dat kan door 1) de elasticiteit voor het effect van het gemiddelde aantal jaren scholing op het arbeidsinkomen per eenheid arbeid te interpreteren als een elasticiteit voor het effect van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid op het arbeidsinkomen per eenheid arbeid en 2) door binnen die elasticiteit vervolgens het marginale effect van menselijk kapitaal per eenheid arbeid op het (reële) arbeidsinkomen per eenheid arbeid te benaderen als de (reële) beloningsvoet van menselijk kapitaal. De betreffende elasticiteit is als volgt weer te geven: $\frac{\partial w}{\partial(HC/L)} \frac{HC/L}{w}$, waarbij w het (reële) arbeidsinkomen per eenheid arbeid symboliseert. De linkerterm geeft het marginale effect van menselijk kapitaal per eenheid arbeid op het (reële) arbeidsinkomen per eenheid arbeid weer. Dat kan worden opgevat als de (reële) beloningsvoet van menselijk kapitaal, weer te geven met w_{HC} . Dan gaat de formule voor de elasticiteit over in: $w_{HC} \frac{HC/L}{w}$. Door vervolgens aan de rechterkant de teller en de noemer te vermenigvuldigen met L , volgt dat de elasticiteit het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal binnen het totale arbeidsinkomen weergeeft: $\frac{w_{HC}HC}{wL}$. Onder de veronderstelling van volledig vrije mededinging is die elasticiteit gelijk aan de outputelasticiteit van menselijk kapitaal. De (reële) beloningsvoet van menselijk kapitaal is dan gelijk aan het marginale product van menselijk kapitaal.

⁵⁵ Externe effecten van menselijk kapitaal kunnen op macroniveau leiden tot een hogere outputelasticiteit van menselijk kapitaal dan overeenkomt met de private rendementen van scholing op microniveau. Hier wordt in paragraaf 6.2.2 aandacht aan geschonken.

⁵⁶ Mankiw, Romer en Weil (1992) schatten de outputelasticiteit van menselijk kapitaal zelf op ongeveer 1/3. Die schatting is gebaseerd op gevonden waarden voor een coëfficiënt die binnen een langetermijngroeimodel het effect van accumulatie van menselijk kapitaal representeert. Die variabele betreft het aantal personen in de leeftijd van 12-17 jaar dat middelbaar onderwijs volgt in verhouding tot de omvang van de beroepsgeschikte bevolking. Mankiw, Romer en Weil (1992) geven zelf aan dat dat een imperfecte maatstaf is voor accumulatie van menselijk kapitaal, onder andere omdat primair onderwijs en hoger onderwijs hierin buiten beschouwing zijn gelaten.

Binnen de vergelijkingen (2.20) en (2.21) is uitgegaan van een vaste elasticiteit voor de invloed van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid op de arbeidsproductiviteit. Dat vloeit voort uit de achterliggende Cobb-Douglas-productiefunctie met menselijk kapitaal uit het onderzoek van Mankiw, Romer en Weil (1992). Die vergelijking impliceert dat wordt uitgegaan van een afnemend marginaal effect van menselijk kapitaal per eenheid naarmate de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid hoger is. Uit vergelijking (2.19) kan voor het marginale effect van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteit worden afgeleid:

$$(2.24) \quad \frac{\partial AP}{\partial(HC/L)} = A_L^{1-\alpha-\beta} (K/L)^\alpha \beta (HC/L)^{\beta-1}$$

Bij een waarde van 4/9 voor β houdt deze relatie in dat het marginale effect van een verhoging van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteit met 5/9% afneemt als de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid in de uitgangssituatie 1% hoger is.

Een vaste elasticiteit voor de invloed van menselijk kapitaal per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteit is niet in overeenstemming met Minceriaanse vergelijkingen, waarin wordt uitgegaan van een semi-logaritmisch verband tussen het loon en het aantal jaren scholing. Een semi-logaritmisch verband impliceert dat een toename van het aantal jaren scholing een vast procentueel effect op de loonvoet zou hebben, onafhankelijk van het uitgangsniveau van het aantal jaren scholing. In het literatuuroverzicht van Psacharopoulos en Patrinos (2004) is echter een negatieve relatie te zien tussen het gemiddelde aantal jaren scholing en het gemiddelde (Minceriaanse) rendement op scholing. In het onderzoek wordt een onderscheid gemaakt tussen verschillende landengroepen binnen de totale wereld met variërende gemiddelde jaren scholing en rendementen op scholing. Daaruit blijkt bijvoorbeeld dat het gemiddelde rendement op scholing in ontwikkelingslanden aanzienlijk hoger is dan in OECD, wat in samenhang gezien kan worden met de lagere gemiddelde aantallen jaren scholing in die landen.

Bils en Klenow (2000) hebben op basis van een eerder vergelijkbaar literatuuroverzicht van Psacharopoulos (1994) de relatie tussen het gemiddelde aantal jaren scholing en het rendement op scholing empirisch onderzocht. In een regressievergelijking hebben zij een relatie gelegd tussen de door Psacharopoulos (1994) gerapporteerde rendementen op onderwijs voor 56 landen en het gemiddelde aantal jaren scholing in die landen. Zij vinden een sterk negatieve elasticiteit van $-0,58$ voor dat verband. Die sterk negatieve elasticiteit spoort goed met het sterk afnemende marginale effect van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid dat besloten ligt in de Cobb-Douglas-productiefunctie met menselijk kapitaal die hier als uitgangspunt is genomen (waarbij in het bovenstaande een negatieve elasticiteit van $-5/9$ is ingeschat voor het afnemende marginale effect van extra opleidingsduur).

2.3.2 *Accumulatie van (fysiek) kapitaal*

De ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding volgt bij een gegeven hoeveelheid arbeid uit een accumulatiefunctie voor (fysiek) kapitaal:

$$(2.25) \quad dK = I - \delta K$$

Deze vergelijking geeft weer dat de absolute toename van de kapitaalgoederenvoorraad (dK) gelijk is aan het volume van de bruto-investeringen (I), gecorrigeerd voor afschrijvingen op de kapitaalgoederenvoorraad in de uitgangssituatie, waarbij δ de afschrijvingsvoet is. De vergelijking kan als volgt worden herschreven met tijdsindices:

$$(2.26) \quad K_{t+1} = I_t + (1 - \delta_t)K_t$$

De term dK uit vergelijking (2.25) is hier conform de gebruikelijke benadering in de literatuur geïnterpreteerd als $K_{t+1} - K_t$. Daarmee ontstaat een relatie waarin het niveau van de kapitaalgoederenvoorraad in periode $t+1$ gelijk is aan de kapitaalgoederenvoorraad in periode t , gecorrigeerd voor afschrijvingen over die kapitaalgoederenvoorraad, met daarbij opgeteld de bruto-investeringen in periode t als nieuwe aanwas van kapitaalgoederen. Dit betreft een vergelijking die continu over de tijd van toepassing is. De investeringen werken daarbij met een vertraging van één oneindig korte periode door in de kapitaalgoederenvoorraad in de volgende periode (zie bijvoorbeeld Jones, 2002a, blz. 23-24). Bij discrete tijdsperioden van bijvoorbeeld een jaar geldt dat de investeringen in de lopende periode van invloed zijn op de kapitaalgoederenvoorraad in dezelfde lopende periode, ervan uitgaande dat de kapitaalgoederenvoorraad gemeten wordt aan het einde van de periode (Jorgenson en Griliches, 1972).⁵⁷ Voor de kapitaalgoederenvoorraad in periode t kan dan als vergelijking worden opgesteld:

$$(2.27) \quad K_t = I_t + (1 - \delta_t)K_{t-1}$$

In het onderstaande wordt verder gewerkt met de vergelijking die betrekking heeft op continue tijdsperioden, omdat dat consistent is met de andere vergelijkingen die in deze paragraaf en in voorgaande paragrafen van dit hoofdstuk zijn genoteerd.

Bij constante waarden van I en δ leidt het accumulatieproces op lange termijn tot een stabiele evenwichtswaarde van K . Die langetermijnevenwichtswaarde van K kan worden berekend door in vergelijking (2.26) de tijdsindices van K , I en δ te verwijderen en voor K_{t+1} en K_t de langetermijnevenwichtswaarde K^* in te vullen:

$$(2.28) \quad K^* = \frac{I}{\delta}$$

Vergelijking (2.28) geeft ook aan dat de groeivoet van het bruto-investeringsvolume op lange termijn met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de groeivoet van de kapitaalgoederenvoorraad. Bij een gegeven afschrijvingsvoet op kapitaal volgt dan voor de groeivoet van de langetermijnevenwichtswaarde van de kapitaalgoederenvoorraad:

⁵⁷ Een moeilijkheid bij de modellering van kapitaal discreet over de tijd is dat de kapitaalvoorraad een voorraadbegrip is, terwijl de investeringen een stroomgrootte zijn. Voor kapitaal als input in het productieproces in een bepaalde periode is de gemiddelde hoeveelheid kapitaal gedurende de periode relevant, terwijl de investeringen de stroom nieuwe kapitaalgoederen weergeeft tussen het begin en het einde van de periode.

$$(2.29) \quad \frac{dK^*}{K^*} = \frac{dI}{I}$$

Om aan te sluiten bij de vergelijkingen voor de arbeidsproductiviteitsgroei in paragraaf 2.3.1, worden vervolgens de groeivoeten weergegeven als delta's van natuurlijke logaritmen. Dan resulteert:

$$(2.30) \quad d\ln(K^*) = d\ln(I)$$

In het bovenstaande is geabstraheerd van veranderingen in de afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen. Er kan van een systematische toename van de gemiddelde afschrijvingsvoet worden uitgegaan, als gevolg van een toenemend gewicht van kapitaalgoederenvoorraad met een kortere economische levensduur. Tabel 2.2 geeft de ontwikkeling van de gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen weer voor de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek van dit proefschrift zijn opgenomen. Er is een structurele stijging van de gemiddelde afschrijvingsvoet zichtbaar in bijna alle landen, waaronder Nederland. Te verwachten is dat die trend zich in de toekomst voort zal zetten. De structurele stijging van de gemiddelde afschrijvingsvoet is met name het gevolg van een sterk toegenomen gewicht van ICT-kapitaalgoederen met een relatief hoge afschrijvingsvoet. In bijlage B5.3 bij hoofdstuk 5 wordt op basis van tijdreeksen uit de EU KLEMS Database getoond dat het toegenomen gewicht van ICT-kapitaalgoederen een zeer bepalende factor is geweest achter de sterke stijging van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal bij de totale hoeveelheid (ICT- en niet-ICT-)kapitaal. Daarbij is een belangrijke rol toe te kennen aan sterk toegenomen afschrijvingen op ICT-kapitaalgoederen.

Een stijgende gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen heeft enerzijds een negatieve invloed op de groeivoet van de kapitaalgoederenvoorraad, maar anderzijds een positieve invloed op de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de kapitaalgoederenvoorraad. Uit vergelijking (2.26) kan met behulp van een differentiaalvergelijking een langetermijnevenwichtsrelatie voor de groeivoet van de kapitaalgoederenvoorraad worden afgeleid die van toepassing is bij een constante groeivoet van I en daarnaast een constante groeivoet van de gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen δ . Daarmee zou tot uitdrukking kunnen worden gebracht dat een stijgende gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaal negatief doorwerkt in de langetermijngroeivoet van de kapitaalgoederenvoorraad. Dat geldt bij een gegeven groeivoet van de bruto-investeringen. De groeivoet van de bruto-investeringen zal positief afhankelijk zijn van de groeivoet van de afschrijvingsvoet, omdat hogere afschrijvingen tot meer vervangingsinvesteringen leiden. Per saldo zou een stijgende afschrijvingsvoet daarmee (min of meer) neutraal uit kunnen werken op de groeivoet van de kapitaalgoederenvoorraad.

Het rekening houden met een stijgende afschrijvingsvoet bij de groei van de kapitaalgoederenvoorraad zou bij theoretische consistentie impliceren dat ook rekening gehouden zou moeten worden met de (positieve) doorwerking van een stijgende afschrijvingsvoet in de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de kapitaalgoederenvoorraad. Om uitgebreide technische uitwerkingen op dit punt te vermijden, wordt ervan afgezien om binnen de

Tabel 2.2 Ontwikkeling van de gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen; 1970-2006

Afschrijvingen (volume, prijzen van 2005) in verhouding tot de voorraad kapitaal (volume, prijzen van 2005) (voor de berekening van de EU/OECD-landengemiddelden is gewogen met het volume van de voorraad kapitaal in de afzonderlijke landen, uitgedrukt in prijzen van 2005 en omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	1970	1980	1990	1995	2000	2006
Australië	0,049	0,047	0,052	0,057	0,060	0,062
België	0,056	0,051	0,052	0,055	0,059	0,062
Canada	0,037	0,039	0,042	0,047	0,052	0,053
Denemarken	0,036	0,037	0,052	0,061	0,071	0,074
Duitsland	0,034*	0,039*	0,043*	0,046	0,049	0,052
Finland	0,044	0,048	0,055	0,057	0,059	0,062
Frankrijk	0,031	0,037	0,039	0,039	0,042	0,043
Ierland	0,028	0,030	0,031	0,036	0,041	0,035
Italië	0,043	0,042	0,047	0,049	0,051	0,052
Japan	0,054	0,040	0,048	0,052	0,055	0,059
Nederland	0,036	0,038	0,044	0,047	0,053	0,055
Nieuw Zeeland	0,032	0,039	0,041	0,044	0,050	0,052
Noorwegen	0,046	0,044	0,045	0,048	0,051	0,054
Oostenrijk	0,048	0,045	0,046	0,045	0,047	0,048
Portugal	0,088	0,056	0,056	0,064	0,063	0,062
Spanje	0,048	0,043	0,046	0,046	0,047	0,048
Verenigde Staten	0,029	0,034	0,039	0,043	0,050	0,049
Verenigd Koninkrijk	0,028	0,034	0,040	0,042	0,046	0,047
Zweden	0,029	0,030	0,033	0,033	0,040	0,043
Zwitserland	0,045	0,038	0,047	0,048	0,053	0,057
13 EU15-landen	0,036**	0,039**	0,043**	0,045	0,048	0,050
20 OECD-landen	0,036**	0,038**	0,043**	0,046	0,050	0,051

* West-Duitsland. ** Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: berekeningen op basis van AMECO Database (oktober 2008) van de Europese Commissie.

vergelijkingen rekening te houden met een stijgende gemiddelde afschrijvingsvoet en om (in samenhang hiermee) een onderscheid te maken tussen de groei van de hoeveelheid kapitaal-diensten en de groei van de voorraad kapitaal. In de inleiding van deze paragraaf werd dat al aangegeven. Het betekent dat hier in feite sprake is van een partieel model voor de langetermijngroei van de hoeveelheid kapitaal.

Als volgende stap in de analyse kan de groeivoet van de bruto-investeringen binnen vergelijking (2.30) afhankelijk worden gemaakt van de groeivoet van de toegevoegde waarde en van de groeivoet van de investeringsquote (iq), gedefinieerd als de omvang van de bruto-investeringen in verhouding tot de toegevoegde waarde. In niveaus geldt als definitierelatie:

$$(2.31) \quad I = iq Y$$

In groeivoeten uitgedrukt houdt dit in:

$$(2.32) \quad d \ln(I) = d \ln(Y) + d \ln(iq)$$

Hierbij is nog geen aparte rol toegekend aan kwaliteitsverbeteringen van kapitaal, ofwel in kapitaalgoederen belichaamde technologische vooruitgang. Bij belichaamde technologische ontwikkeling is de gedachte dat kwaliteitsverbeteringen van kapitaal doorwerken in de volumegroei van de kapitaalgoederenvoorraad via een relatieve prijsdaling van kapitaalgoederen, zoals modelmatig is vormgegeven in een neoklassiek groeimodel door Greenwood, Hercowitz en Krusell (1997). Voor zover kwaliteitsverbeteringen van kapitaal niet volledig doorwerken in hogere prijzen van de kapitaalgoederen, treedt voor de aanschaffers van kapitaalgoederen een relatieve prijsdaling op van kapitaalgoederen: de prijs van kapitaalgoederen daalt ten opzichte van de prijs van de toegevoegde waarde. Bij een gegeven investeringsquote groeit het volume van de kapitaalgoederenvoorraad in dat geval sneller dan op grond van de nominale investeringsbedragen zou mogen worden verwacht. De benadering van Greenwood, Hercowitz en Krusell (1997) sluit aan bij de eerdergenoemde jaargangenbenadering van Solow (1960). Via investeringen in kapitaal in opeenvolgende jaren werken kwaliteitsverbeteringen van kapitaal door in de kapitaalgoederenvoorraad, waarbij voor jongere jaargangen kapitaal geldt dat de kwaliteitprijsverhouding hoger is dan voor oudere. Dat kan worden beschouwd als in kapitaalgoederen belichaamde technologische ontwikkeling.

Tabel 2.3 geeft voor de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek van dit proefschrift zijn opgenomen weer in welk mate in de periode 1970-2006 sprake is geweest van een relatieve prijsdaling van kapitaalgoederen. In de jaren zeventig blijkt nog sprake te zijn geweest van een relatieve prijsstijging van kapitaalgoederen, waarna in de periode 1980-2006 gemiddeld in de 20 OECD-landen een daling heeft plaatsgevonden met 17% (van een indexwaarde van 121,4 in 1980 naar een indexwaarde van 100,7 in 2006). In Nederland is de relatieve prijsdaling van kapitaalgoederen beperkt gebleven tot 8%, maar sinds 1990 is sprake geweest van een relatieve prijsdaling van kapitaalgoederen van 13% (van een indexwaarde van 115,1 in 1990 naar een indexwaarde van 100,4 in 2006). In bijlage B5.4 bij hoofdstuk 5 wordt op basis van tijdreeksen uit de EU KLEMS Database getoond dat relatieve prijsdalingen van kapitaal vooral bij ICT-kapitaalgoederen hebben plaatsgevonden, net als de daling van de gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen. Relatief sterke technologische ontwikkeling in de ICT-sector heeft enerzijds geleid tot relatieve prijsdalingen van ICT-kapitaalgoederen en anderzijds tot een relatief sterke veroudering van ICT-kapitaalgoederen.

Vergelijking (2.33) laat zien dat de volumegroei van de bruto-investeringen (I) bij een gegeven investeringsquote (iq , op te vatten als: nominale investeringen in verhouding tot de nominale toegevoegde waarde) wordt bepaald door de volumegroei van de toegevoegde waarde (Y) en de relatieve prijsontwikkeling van kapitaalgoederen ten opzichte van de toegevoegde waarde (pi ten opzichte van py). Indien de prijs van kapitaalgoederen minder sterk stijgt dan de prijs van de toegevoegde waarde groeit het volume van de investeringen sneller dan het volume van de bruto toegevoegde waarde, uitgaande van een gegeven investeringsquote iq .

$$(2.33) \quad d \ln(I) = d \ln(Y) + d \ln(iq) - d \ln(pi / py)$$

Vergelijking (2.33) invullen in vergelijking (2.30) leidt vervolgens tot:

$$(2.34) \quad d \ln(K^*) = d \ln(Y) + d \ln(iq) - d \ln(pi / py)$$

Tabel 2.3 Ontwikkeling van de prijs van investeringen in kapitaalgoederen in verhouding tot de prijs van het bruto binnenlands product (tegen factorkosten); 1970-2006

Indexcijfers, waarbij de waarden in het jaar 2005 op 100 zijn gesteld (voor de berekening van de EU/OECD-landengemiddelden is gewogen met het volume van de investeringen in de afzonderlijke landen, uitgedrukt in prijzen van 2005 en omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	1970	1980	1990	1995	2000	2006
Australië	140,7	128,8	120,4	113,9	108,2	98,1
België	120,9	109,8	106,0	104,2	106,5	100,8
Canada	132,5	125,7	116,5	111,5	105,9	100,0
Denemarken	150,8	147,1	117,7	110,0	103,5	100,2
Duitsland	119,0*	118,4*	115,2*	112,2	108,8	100,3
Finland	99,4	110,2	111,6	98,2	101,1	101,5
Frankrijk	108,3	112,4	107,0	101,9	100,0	101,5
Ierland	79,9	84,8	76,3	79,5	90,2	105,0
Italië	95,6	110,3	100,4	99,4	101,3	101,4
Japan	115,8	112,2	104,7	101,2	99,2	102,1
Nederland	104,1	108,7	115,1	109,9	103,4	100,4
Nieuw Zeeland	127,4	132,8	114,6	111,5	103,1	101,1
Noorwegen	114,2	117,4	127,4	130,5	109,0	96,5
Oostenrijk	112,9	110,6	105,4	102,6	103,8	100,4
Portugal	96,2	128,6	121,5	104,1	103,9	100,4
Spanje	104,6	104,9	96,8	90,5	95,5	101,0
Verenigde Staten	126,1	133,9	115,8	108,9	100,8	100,7
Verenigd Koninkrijk	125,8	137,7	129,2	116,4	105,2	98,9
Zweden	116,0	116,6	115,1	97,5	101,6	100,9
Zwitserland	153,0	136,4	128,1	107,2	104,1	100,1
13 EU15-landen	110,8**	115,7**	110,0**	104,9	102,8	100,7
20 OECD-landen	117,8**	121,4**	111,2**	106,1	101,7	100,7

* West-Duitsland. ** Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: berekeningen op basis van Economic Outlook Database (juni 2008) van de OECD.

Aldus geldt bij een gegeven afschrijvingsvoet op kapitaal dat de volumegroei-voet van de kapitaalgoederenvoorraad op lange termijn wordt bepaald door de volumegroei-voet van de toegevoegde waarde, de ontwikkeling van de investeringsquote en de ontwikkeling van de relatieve prijsverhouding tussen kapitaalgoederen en de toegevoegde waarde.

2.3.3 Langetermijnrelatie voor de groei van de kapitaalarbeidsverhouding

Uitgaande van de voorraad kapitaal als maatstaf voor (fysiek) kapitaal, volgt voor de groei-voet van de kapitaalarbeidsverhouding uit vergelijking (2.34) als langetermijnrelatie:

$$(2.35) \quad d \ln(K^*/L) = d \ln(Y/L) + d \ln(iq) - d \ln(pi/py)$$

Deze vergelijking laat zien dat de relatieve prijsdalingen van kapitaalgoederen ten opzichte van de prijs van de toegevoegde waarde op langere termijn met een elasticiteit van 1 doorwerken in de groei van de kapitaalarbeidsverhouding. Ook structurele mutaties (trendmatige

stijgingen of dalingen) van de investeringsquote werken met een elasticiteit van 1 door in de langetermijngroeivoet van de kapitaalarbeidsverhouding.

De vergelijking brengt verder in beeld dat de groei van de kapitaalarbeidsverhouding op langere termijn ook via een elasticiteit van 1 verbonden is met de groei van de arbeidsproductiviteit. De groei van de arbeidsproductiviteit is op zijn beurt weer afhankelijk van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding, alsmede van de (arbeidsbesparende) technologische ontwikkeling en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid; zie vergelijking (2.21) in paragraaf 2.3.1. Dit betekent dat voor de lange termijn een herleidvormvergelijking kan worden opgesteld waarin de groei van de kapitaalarbeidsverhouding uiteindelijk wordt bepaald door de (arbeidsbesparende) technologische ontwikkeling, de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, de groei van de investeringsquote en de relatieve prijsontwikkeling van kapitaalgoederen:

$$(2.36) \quad d \ln(K^*/L) = \frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha} d \ln(A_L) + \frac{\beta}{1-\alpha} d \ln(HC/L) + \frac{1}{1-\alpha} d \ln(iq) - \frac{1}{1-\alpha} d \ln(pi/py)$$

Deze vergelijking volgt uit substitutie van vergelijking (2.21) in vergelijking (2.35). Er blijkt sprake te zijn van een multipliermechanisme waarbij de diverse effecten met een factor $1/(1-\alpha)$ versterkt doorwerken in de groei van de kapitaalarbeidsverhouding op langere termijn. Dit komt door endogene kapitaalverdieping bij een groei van de arbeidsproductiviteit. Een hogere groei van de arbeidsproductiviteit leidt tot een hogere groei van de investeringen in kapitaal (bij een gegeven investeringsquote en gegeven de groei van de productiefactor arbeid), wat via kapitaalverdieping leidt tot een verdere toename van de groei van de arbeidsproductiviteit, waarna weer verdere kapitaalverdieping plaatsvindt. De hoogte van de multiplier is afhankelijk van de outputelasticiteit van kapitaal in de productiefunctie, die wordt weergegeven door de parameter α . Deze outputelasticiteit zorgt voor een doorwerking van kapitaalverdieping naar de arbeidsproductiviteitsgroei, waardoor het multipliermechanisme optreedt. Aangezien de outputelasticiteit van kapitaal op ruwweg $1/3$ kan worden ingeschat (zie paragraaf 2.2.2 en paragraaf 2.3.1), heeft de multiplier een omvang van ongeveer 1,5.

Vergelijking (2.36) kan als volgt worden vertaald naar een vergelijking met coëfficiënten en variabelen volgens de groeiboekhoudingsbenadering:

$$(2.37) \quad d \ln(K^*/L) = \frac{1}{1-\omega_K} d \ln(TFP) + \frac{\omega_L}{1-\omega_K} d \ln(L_G/L) + \frac{1}{1-\omega_K} d \ln(iq) - \frac{1}{1-\omega_K} d \ln(pi/py)$$

Deze vergelijking volgt uit substitutie van vergelijking (2.23) uit paragraaf 2.3.1 in vergelijking (2.35). Als deze vergelijking wordt vergeleken met vergelijking (2.36), is te zien dat de TFP-groei hier expliciet in is weergegeven en dat de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal hier wordt gerepresenteerd door de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten

per eenheid arbeid. Het multipliereffect loopt nu via het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde, dat hier echter nog steeds de outputelasticiteit van kapitaal representeert. Dat nu het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde in de vergelijking voorkomt in plaats van de outputelasticiteit van kapitaal, hangt samen met de wijze waarop de TFP is gedefinieerd. Die volgt binnen vergelijking (2.23) als residu uit de arbeidsproductiviteitsgroei, nadat de bijdragen hieraan van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten hierop in mindering zijn gebracht via de gewichten ω_K en ω_L .

2.3.4 Langetermijnrelatie voor de arbeidsproductiviteitsgroei

Door vergelijking (2.36) in te vullen in vergelijking (2.21) wordt een langetermijnrelatie voor de groei van de arbeidsproductiviteit verkregen:

$$(2.38) \quad d \ln(AP^*) = \frac{1-\alpha-\beta}{1-\alpha} d \ln(A_L) + \frac{\beta}{1-\alpha} d \ln(HC/L) + \frac{\alpha}{1-\alpha} d \ln(iq) - \frac{\alpha}{1-\alpha} d \ln(pi/py)$$

Dit is een langetermijnrelatie voor de arbeidsproductiviteitsgroei conform de neoklassieke groeitheorie, uitgaande van de voorraad kapitaal als maatstaf voor (fysiek) kapitaal en daarbij tevens uitgaande van een constante afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen. De vergelijking geeft een 'steady state'-situatie voor de arbeidsproductiviteitsgroei weer die op lange termijn wordt bereikt in de hypothetische situatie van stabiele groeivoeten aan de rechterkant van de vergelijking.⁵⁸

Door substitutie van vergelijking (2.38) in vergelijking (2.23) wordt de volgende bij de groeiboekhoudingsbenadering aansluitende langetermijnrelatie voor de arbeidsproductiviteitsgroei verkregen:

$$(2.39) \quad d \ln(AP^*) = \frac{1}{1-\omega_K} d \ln(TFP) + \frac{\omega_L}{1-\omega_K} d \ln(L_G/L) + \frac{\omega_K}{1-\omega_K} d \ln(iq) - \frac{\omega_K}{1-\omega_K} d \ln(pi/py)$$

In de hierboven gepresenteerde vergelijkingen treedt opnieuw een multiplier op van $1/(1-\alpha)$ dan wel $1/(1-\omega_K)$. In vergelijking (2.39) blijkt de TFP-groei op lange termijn met een factor $1/(1-\omega_K)$ door te werken in de groei van de arbeidsproductiviteit. Een hogere TFP-groei leidt

⁵⁸ Voor de relatieve prijs van kapitaalgoederen is hierbij een negatieve groeivoet van toepassing. Voor de investeringsquote kan in principe worden uitgegaan van een nulgroei (dat wil zeggen een stabiel niveau) voor de lange termijn. Een optie is ook om de relatieve prijsontwikkeling van kapitaalgoederen in samenhang te beschouwen met de ontwikkeling van de investeringsquote. Relatieve prijsdalingen van kapitaalgoederen zouden een negatieve uitwerking kunnen hebben op nominale investeringsquote bij beperkte substitutiemogelijkheden tussen kapitaal en arbeid. Empirische schattingen van de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid aanzienlijk lager dan 1 (zie voetnoot 40) wijzen in de richting van beperkte substitutiemogelijkheden. Een totaalbeeld van de invloed van relatieve prijsdalingen van kapitaalgoederen (inclusief indirecte doorwerkingen binnen een algemeene evenwichtskader, ook op het wereldwijde niveau via de rente op de internationale kapitaalmarkt) is echter nodig voordat op dit punt verdere conclusies kunnen worden getrokken. We laten dit hier verder buiten beschouwing.

via vergelijking (2.23) tot een hogere arbeidsproductiviteitsgroei, waardoor vervolgens via het multipliermechanisme ook de kapitaalverdieping toeneemt. Uitgaande van een waarde voor ω_K van $1/3$, zorgt dit mechanisme ervoor dat een structurele toename van de TFP-groei met $x\%$ -punt op langere termijn tot een extra arbeidsproductiviteitsgroei leidt van structureel $1,5 \times x\%$ -punt. De vergelijking kan ook in niveaus worden geïnterpreteerd: indien het niveau van de TFP structureel $x\%$ wordt verhoogd (ten opzichte van een bepaald basispad), dan leidt dit op langere termijn tot een niveauverhoging van de arbeidsproductiviteit van $1,5 \times x\%$.⁵⁹

Voor de doorwerking van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid (die de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid representeert), de investeringsquote en de relatieve prijs van kapitaalgoederen op de arbeidsproductiviteit geldt dezelfde multiplier van $1/(1-\omega_K)$. Hier moet echter ook rekening gehouden worden met de coëfficiënten die het initiële effect van deze variabelen op de arbeidsproductiviteitsgroei weergegeven: ω_L in het geval van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid en ω_K in het geval van de investeringsquote en de relatieve prijs van kapitaal. Het totale langetermijneffect is gelijk aan het initiële effect op de arbeidsproductiviteitsgroei vermenigvuldigd met de factor $1/(1-\omega_K)$.

2.4 Samenvattend beeld

In dit hoofdstuk zijn conceptuele grondslagen besproken voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Eerst is de groeiboekhoudingsbenadering besproken, waar Solow (1957) een belangrijke theoretische bijdrage aan heeft geleverd en die later op geavanceerder wijze is vormgegeven door Jorgenson en Griliches (1967). Jorgenson en Griliches (1967) hielden binnen de factor arbeid rekening met menselijk kapitaal en hanteerden voor fysiek kapitaal het begrip kapitaaldiensten, terwijl Solow (1957) nog eenvoudigweg uitging van de voorraad kapitaal als maatstaf voor kapitaal. In paragraaf 2.3 is de groeiboekhoudingsbenadering in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie, waarvoor Solow (1956) en Swan (1957) de grondleggers zijn geweest en die later is uitgebreid met de factor menselijk kapitaal door Mankiw, Romer en Weil (1992).

De groeiboekhoudingsbenadering geeft een analytisch kader om de arbeidsproductiviteitsgroei van jaar op jaar uit te splitsen in drie componenten: de TFP-groei, een bijdrage van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid (kapitaalverdieping) en een bijdrage van de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid. De groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid geeft veranderingen weer in de samenstelling van de productiefactor arbeid en representeert daarmee de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Binnen de neoklassieke groeitheorie zijn op vergelijkbare wijze technologische ontwikkeling, de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid te onderscheiden als determinanten van de arbeidsproductiviteitsgroei. De neoklassieke groeitheorie geeft echter ook aan dat de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid niet exogeen is, maar op langere termijn in sterke mate bepaald wordt door technologische ontwikkeling en groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Daarnaast spe-

⁵⁹ Zie voor langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus bijvoorbeeld Mankiw, Romer en Weil (1992), Bassanini en Scarpetta (2001) en Donselaar, Erken en Klomp (2003, blz. 28-33).

len kwaliteitsverbeteringen van kapitaal daarbij een rol, naast veranderingen in de investeringsquote.

De bijdragen van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid aan de arbeidsproductiviteitsgroei worden binnen de groeiboekhoudingsbenadering veelal gemeten door de betreffende groeivoeten van jaar op jaar te vermenigvuldigen met de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. Dat is gebaseerd op de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren kapitaal en arbeid. Onder die veronderstellingen geldt namelijk dat de outputelasticiteiten van fysiek en kapitaal en gewogen arbeidsdiensten binnen een productiefunctie overeenkomen met de inkomensaandelen van die productiefactoren in de toegevoegde waarde. De bijdrage van technologische ontwikkeling aan de arbeidsproductiviteitsgroei geeft binnen een productiefunctie dan rechtstreeks de TFP-groei weer zoals die binnen de groeiboekhoudingsbenadering wordt gemeten. De inkomensaandelen van fysiek kapitaal en arbeid bedragen ongeveer $1/3$ en $2/3$.

Voor menselijk kapitaal binnen de factor arbeid kan op basis van private rendementen op scholing worden uitgegaan van een inkomensaandeel in de toegevoegde waarde van ongeveer $4/9$, waarmee de outputelasticiteit van menselijk kapitaal onder de veronderstelling van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten globaal op $4/9$ kan worden ingeschat. Binnen groeiboekhoudingsanalyses is het niet nodig om het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde te kennen, omdat daarbij wordt uitgegaan van de gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten per eenheid arbeid, die zowel menselijk kapitaal als ruwe arbeid omvat. Menselijk kapitaal wordt daarbij niet als afzonderlijke factor geëxpliciteerd binnen de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten. Het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde is echter wel relevant voor een inschatting van het effect van een toename van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteit.

Bij groeiboekhoudingsanalyses wordt vaak uitgegaan van een translogproductiefunctie als achterliggende productiefunctie. Dat geldt bijvoorbeeld in de internationale groeiboekhoudingsdatabase EU KLEMS. De translogproductiefunctie is zeer flexibel wat betreft de substitiemogelijkheden tussen de productiefactoren, waarmee deze vergelijkbaar is met een productiefunctie volgens een algemene vormgeving, waar Solow (1957) van uitging in zijn groeiboekhoudingsanalyse. De translogproductiefunctie levert een groeiboekhoudingsvergelijking op die geformuleerd is in delta's van natuurlijke logaritmen. De gewichten van kapitaal en arbeid zijn daarbij te bepalen aan de hand van de Törnqvistindexmethode. Die methode houdt in dat ongewogen gemiddelden worden berekend van de onvertraagde en de één jaar vertraagde waarde van de aandelen van deze productiefactoren in de toegevoegde waarde. Bij groeiboekhoudingsanalyses hoeft echter niet expliciet een bepaalde productiefunctie te worden geformuleerd. Centraal staat dat de outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid kunnen worden benaderd aan de hand van de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. Een praktisch voordeel van de translogproductiefunctie is wel dat er direct een groeiboekhoudingsvergelijking uit volgt die is geformuleerd in delta's van natuurlijke logaritmen. Die zijn gemakkelijk op additieve wijze hanteerbaar als benadering van groeivoe-

ten, zonder dat onzuiverheden ontstaan als gevolg van elasticiteiten die alleen bij kleine veranderingen van de productiefactoren zouden gelden.

Vanuit de neoklassieke groeitheorie is vervolgens uitgewerkt hoe de TFP-groei en de directe bijdrage van groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid aan de arbeidsproductiviteitsgroei op langere termijn doorwerken in de arbeidsproductiviteitsgroei. Bij een gegeven investeringsquote (bruto-investeringen in verhouding tot het bruto binnenlands product) geldt dat de groeivoet van de investeringen per eenheid arbeid en daarmee op langere termijn de groeivoet van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid de groeivoet van de arbeidsproductiviteit volgt. Factoren die de arbeidsproductiviteitsgroei beïnvloeden werken daarmee op indirecte wijze door in de groeivoet van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid. De langetermijneffecten op de arbeidsproductiviteitsgroei zijn daarbij gelijk aan de directe (initiële) bijdragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei vermenigvuldigd met een multiplier die afhankelijk is van het gewicht van kapitaal binnen de productiefunctie. Dat betreft de outputelasticiteit van fysiek kapitaal, die binnen de gebruikelijke groeiboekhoudingsmethodiek wordt benaderd met het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde. Bij een aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde van ongeveer 1/3 heeft de multiplier een waarde van ongeveer 1,5 ($= 1/(1-1/3)$).

Naast de TFP-groei en de groeivoet van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid zijn ook kwaliteitsverbeteringen van kapitaal van belang als uiteindelijke determinant van de arbeidsproductiviteitsgroei. Kwaliteitsverbeteringen van kapitaal leiden tot prijsdalingen van kapitaalgoederen ten opzichte van de prijs van het bruto binnenlands product, die bij een gegeven nominale investeringsquote (nominale bruto-investeringen in verhouding tot het nominale bruto binnenlands product) positief doorwerken in de groeivoet van het investeringsvolume en daarmee in de groeivoet van de hoeveelheid kapitaal per eenheid arbeid. Ook hier geldt dat het langetermijneffect op de arbeidsproductiviteitsgroei groter is dan de directe bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei het directe effect. Hierbij is dezelfde multiplier van toepassing als bij de doorwerking van de TFP-groei en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid.

Bijlage bij hoofdstuk 2

Bijlage B2 Relatie tussen reële beloningsvoeten en marginale producten van kapitaal en arbeid bij onvolledige mededinging in combinatie met constante schaalopbrengsten (bijlage bij paragraaf 2.2.5)

Bij volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten geldt dat winstmaximalisatie door bedrijven ertoe leidt dat de reële beloningsvoeten van arbeid en kapitaal overeenkomen met de marginale producten van deze productiefactoren. In deze bijlage wordt in technisch opzicht toegelicht dat bij onvolledige mededinging de reële loonvoet achterblijft bij het marginale product van arbeid. Voorts komt aan de orde dat dit bij constante schaalopbrengsten samengaat met een reële beloningsvoet van kapitaal boven het marginale product van kapitaal. Onderstaande uitwerking is sterk gebaseerd op eerdere analyses van Griffith (2001) en Klette (1999).

Stapsgewijs verloopt de redenering als volgt:

- Bij volledige mededinging geldt dat winstmaximalisatie door bedrijven ertoe leidt dat de nominale loonvoet (W) gelijk is aan het marginale product van arbeid vermenigvuldigd met een gegeven prijs (P):

$$(B2.1) \quad W = P \frac{\partial Y}{\partial L}$$

De reële loonvoet (w) is dan gelijk aan het marginale product van arbeid:

$$(B2.2) \quad w = \frac{\partial Y}{\partial L}$$

- Bij onvolledige mededinging geldt niet langer dat de prijs gegeven is, maar dat deze door individuele bedrijven wordt bepaald. Winstmaximalisatie door bedrijven wordt dan bereikt bij een prijsafzetcombinatie op een dalende vraagcurve waar de marginale opbrengst van de afzet gelijk is aan de marginale kosten. Bij onvolledige mededinging is de prijs hoger dan de marginale opbrengst. De mate waarin dat het geval is, hangt af van de prijselasticiteit van de vraag. De marginale opbrengst van de afzet (MO) staat namelijk op de volgende wijze in relatie tot de prijs en de absolute waarde van de prijselasticiteit van de vraag (ϵ):⁶⁰

⁶⁰ Dat kan worden afgeleid in een aantal stappen (conform Koutsoyiannis, 1979, blz. 52). Als eerste stap kan een differentiaalvergelijking worden opgesteld voor de totale opbrengst van de afzet (TO), die gedefinieerd is als de prijs van de afzet (P) maal het volume van de afzet (Q). De differentiaalvergelijking ziet er als volgt uit: $dTO = \frac{\partial TO}{\partial P} dP + \frac{\partial TO}{\partial Q} dQ$. Voor de marginale opbrengst van de afzet houdt dit in: $MO = \frac{dTO}{dQ} = \frac{\partial TO}{\partial P} \frac{dP}{dQ} + \frac{\partial TO}{\partial Q}$. Invulling van respectievelijk Q en P voor de afgeleiden $\frac{\partial TO}{\partial P}$ en $\frac{\partial TO}{\partial Q}$ resulteert in: $MO = Q \frac{dP}{dQ} + P$. Voor de prijselasticiteit van de vraag is te

$$(B2.3) \quad MO = P \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right)$$

Bij volledig vrije mededinging heeft ε een oneindige waarde. Dan geldt: $MO = P$. Bij onvolledige mededinging heeft ε een eindige waarde, die lager is naarmate de concurrentie beperkter is. In dat geval geldt: $1 - \frac{1}{\varepsilon} < 1$ en daarmee $MO < P$. De prijselasticiteit van de vraag kan daarbij afhankelijk zijn van de positie die op de vraagcurve wordt ingenomen.

- De winstmaximaliserende prijsafzetcombinatie gaat samen met een winstmaximaliserende inzet van arbeid waarbij de nominale loonvoet gelijk is aan het marginale product van arbeid vermenigvuldigd met de marginale opbrengst van de afzet:

$$(B2.4) \quad W = P \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \frac{\partial Y}{\partial L}$$

Aangezien de marginale opbrengst van de afzet bij onvolledige mededinging lager is dan de afzetprijs ($P \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) < P$), volgt dat winstmaximalisatie door bedrijven bij onvolledige mededinging inhoudt dat de reële loonvoet achterblijft bij het marginale product van arbeid:

$$(B2.5) \quad w = \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right) \frac{\partial Y}{\partial L} < \frac{\partial Y}{\partial L}$$

- Bij constante schaalopbrengsten is het spiegelbeeld hiervan een reële beloningsvoet van kapitaal die hoger is dan het marginale product van kapitaal. Dat volgt uit het theorema van Euler (besproken in paragraaf 2.2.2), dat bij constante schaalopbrengsten als volgt is weer te geven:

$$(B2.6) \quad Y = \frac{\partial Y}{\partial K} K + \frac{\partial Y}{\partial L} L$$

Een reële beloningsvoet van arbeid lager dan het marginale product van arbeid betekent hier dat de reële beloningsvoet van kapitaal hoger is dan het marginale product van kapitaal. Anders zouden de beloningssommen van de twee productiefactoren niet optellen tot de toegevoegde waarde.

- Die hogere reële beloningsvoet van kapitaal komt dan voort uit een afzetprijs die met een bepaalde ‘markup’-factor boven de marginale kosten (MK) ligt:

noteren: $\varepsilon = - \frac{dQ}{dP} \frac{P}{Q}$. Dit is te herschrijven tot: $\frac{dP}{dQ} = - \frac{1}{\varepsilon} \frac{P}{Q}$. Substitutie hiervan in de relatie voor

MO leidt tot: $MO = P \left(1 - \frac{1}{\varepsilon} \right)$.

$$(B2.7) \quad P \left(1 - \frac{1}{\varepsilon}\right) = MK \Leftrightarrow P = \frac{1}{1 - \frac{1}{\varepsilon}} MK$$

Deze relatie is gemakkelijk in te zien als bedacht wordt dat winstmaximalisatie door ondernemingen inhoudt: $MO = MK$. Voor MO relatie (B2.3) invullen leidt dan tot relatie (B2.7). Bij constante schaalopbrengsten geldt dat de marginale kosten gelijk zijn aan de gemiddelde kosten. Een ‘markup’-factor groter dan 1 houdt dan in dat bedrijven overwinsten maken. De prijs is dan namelijk hoger dan de gemiddelde kosten. Dat betekent dat een hogere beloning voor kapitaal ontvangen wordt dan overeenkomt met een normaal (vereist) rendement, naast een vergoeding voor afschrijvingen.

In het bovenstaande is uitgegaan van arbeid in algemene zin, daarbij abstraherend van gewogen arbeidsdiensten als relevantere grootheid binnen groeiboekhoudingsanalyses. Met gewogen arbeidsdiensten kan eenvoudig rekening worden gehouden door het marginale product van arbeid vervolgens te interpreteren als het marginale product van gewogen arbeidsdiensten en de beloningsvoet van arbeid als de beloning per eenheid gewogen arbeidsdiensten.

3 Verklaring van de TFP-groei vanuit de (semi-)endogene groeitheorie

3.1 Inleiding

In paragraaf 2.3 van het voorgaande hoofdstuk is de groeiboekhoudingsbenadering in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie. Daarbij is onder andere gebleken dat de TFP-groei via kapitaalverdieping versterkt doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsgroei. Uitgaande van een gewicht van kapitaal in een productiefunctie van ongeveer 1/3, geldt bij een gegeven investeringsquote dat de TFP-groei met een elasticiteit van ongeveer 1,5 doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsgroei. De neoklassieke groeitheorie geeft zelf geen verklaringen voor de TFP-groei. In het nu volgende hoofdstuk is de aandacht gericht op de (semi-)endogene groeitheorie, waarin juist getracht is de technologische ontwikkeling en daarmee de TFP-groei te endogeniseren.

Deze (semi-)endogene groeitheorie werd in de jaren tachtig en negentig ontwikkeld.⁶¹ In de jaren zestig en zeventig werd ook al allerlei onderzoek gedaan ter verklaring van de TFP-component van de arbeidsproductiviteitsgroei. Daarbij zijn vooral de R&D-kapitaalbenadering en de ‘catching-up’-benadering relevant. Deze benaderingen zijn sterker empirisch georiënteerd dan de (semi-)endogene groeitheorie en blijven waardevol ter verklaring van de TFP-groei in landen, sectoren en bedrijven. In hoofdstuk 4 wordt op deze benaderingen nader ingegaan.⁶²

Binnen de (semi-)endogene groeitheorie zijn vier hoofdstromingen te onderscheiden, die worden gerepresenteerd door de modellen van Lucas (1988), Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998). In paragraaf 3.2 worden deze hoofdstromingen besproken en met elkaar vergeleken. Aan het eind van die paragraaf wordt een samenvattende overzichtstabel gepresenteerd met een vergelijking op kernpunten van de vier hoofdstromingen. In paragraaf 3.3 komt vervolgens aan de orde dat de (semi-)endogene groeitheorieën vooral relevant zijn voor de verklaring van de kennis- en productiviteitsontwikkeling op het wereldwijde niveau en daardoor

⁶¹ Hierbij laten we eerdere theorieën die als voorlopers kunnen worden beschouwd van de huidige gangbare benaderingen, buiten beschouwing. Zie voor een bespreking van eerdere benaderingen bijvoorbeeld Aghion en Howitt (1998, blz. 22-30).

⁶² Buiten de neoklassiek georiënteerde ‘mainstream economics’ is verder de evolutionaire benadering als belangrijke stroming ontwikkeld. Die stroming is aan het eind van de jaren zeventig opgekomen (Boschma, Frenken en Lambooy, 2002, blz. 35). Een klassiek standaardwerk op dit terrein is ‘An Evolutionary Theory of Economic Change’ van Nelson en Winter (1982). Bij deze benadering wordt uitgegaan van complexe innovatiesystemen, waarbij onder andere interacties tussen actoren/instituties in het innovatiesysteem, onzekerheid en ‘padafhankelijkheid’ bij de ontwikkeling van technologieën belangrijke rollen spelen. Voor de empirische verklaring van de technologische ontwikkeling en de TFP-groei is deze stroming minder ver ontwikkeld dan de (eenvoudiger vormgegeven) R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’-benadering. Qua theoretische ontwikkeling is interessant dat de neoklassiek georiënteerde (semi-)endogene groeimodellen en de inzichten uit de evolutionaire benadering naar elkaar toegroeien, binnen een Schumpeteriaans raamwerk voor de verklaring van technologische ontwikkeling. ‘Creatieve destructie’ speelt daarin een centrale rol. Zie voor een vergelijkende bespreking van beide benaderingen Mulder, De Groot en Hofkes (2001).

minder goed empirisch toepasbaar zijn op het niveau van individuele landen. De ontwikkeling van nieuwe kennis en intertemporele spillovers van kennis zijn binnen de modellen vooral op het wereldwijde niveau te interpreteren. Dat geldt ook voor de veroudering van kennis, die daarbij afhankelijk kan worden geacht van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis via R&D-inspanningen.

Er zijn wel diverse empirische onderzoeken beschikbaar waarin de (semi-)endogene groeimodellen empirisch zijn getoetst op het niveau van individuele landen door kennis te benaderen op basis van patentdata. In paragraaf 3.4 wordt op die onderzoeken ingegaan. Die analyses zijn waardevol voor de verklaring van patentprestaties van landen, maar geven nog geen goed inzicht in de waarde van de verschillende modellen voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling. In paragraaf 3.5 wordt getracht een beter beeld te krijgen van de empirische verklaringskracht van de verschillende (semi-)endogene groeimodellen voor de TFP-ontwikkeling. Daarvoor worden in die paragraaf empirische schattingen op het wereldwijde niveau uitgevoerd, eerst van kortermijvergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei en vervolgens van langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling uitgedrukt in niveaus.

In paragraaf 3.6 wordt dit hoofdstuk afgesloten met een samenvattend beeld, waarin de verschillende benaderingen vanuit de (semi-)endogene groeitheorie nog eens kort worden belicht en waarin aansluitend wordt teruggeblikt op de uitkomsten van de empirische schattingen in paragraaf 3.5.

3.2 Verschillende modellen binnen de (semi-)endogene groeitheorie

De neoklassieke groeitheorie heeft als kenmerk dat technologische ontwikkeling als een exogene factor wordt beschouwd. Hierdoor blijft de langetermijngroeivoet van de arbeidsproductiviteit, waarvoor de TFP-groei de basis vormt, in feite onverklaard. Binnen de (semi-)endogene groeitheorie zijn op R&D gebaseerde modellen ontwikkeld die juist de bedoeling hebben om de TFP-groei te verklaren en daarmee ook de langetermijngroeivoet van de arbeidsproductiviteit te endogeniseren. Lucas (1988) heeft eerder een rol gezocht in menselijk kapitaal om de structurele groei van de arbeidsproductiviteit te verklaren. Inmiddels zijn (semi-)endogene groeimodellen op de voorgrond getreden waarin de technologische ontwikkeling wordt verklaard op basis van R&D. Grondlegger hiervan is Paul M. Romer (1990).⁶³ Jones (1995) en Young (1998) hebben belangrijke varianten ontwikkeld op het model van Romer (1990). In deze paragraaf worden de verschillende groeimodellen van de genoemde auteurs besproken en verder geanalyseerd. Hierbij is de bespreking van de drie op R&D-gebaseerde modellen mede gebaseerd op een vergelijkende analyse van Jones (1999). Hij onderscheidt binnen de op R&D-gebaseerde modellen drie hoofdstromingen, die gerepresenteerd worden door de studies van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998).

3.2.1 Lucas (1988)

Lucas (1988) presenteert een model waarin productiviteitsgroei wordt verklaard uit de ontwikkeling van het kennisniveau van de werkende bevolking. Dat kennisniveau wordt aange-

⁶³ Paul Romer dient onderscheiden te worden van David Romer, een van de auteurs van het eerder besproken werk van Mankiw, Romer en Weil (1992).

duid met ‘menselijk kapitaal’. Opbouw van kennis door individuen, waarbij concreet scholing wordt genoemd, werkt in het model van Lucas (1988) door in de hoeveelheid kennis per individu. Door een vast deel van de tijd aan de opbouw van kennis te besteden, zou een voortdurende accumulatie van kennis plaatsvinden, waarmee een continue niet-afnemende groei van de productiviteit zou kunnen worden bereikt. Cruciaal hierbij is dat intertemporele spillovers van kennis tussen individuen worden verondersteld en wel zodanig dat de hoeveelheid kennis per individu structureel met een vaste groeivoet kan blijven toenemen. Daarmee zou dan ook de arbeidsproductiviteit continu met een vaste groeivoet kunnen blijven toenemen. Een eenmalige (blijvende) verhoging van de tijd die per persoon aan de opbouw van kennis wordt besteed, zou via de intertemporele spillovers tot een structureel hogere groei van de arbeidsproductiviteit kunnen leiden.

Wiskundig gezien geldt het bovenstaande wanneer de ontwikkeling van de hoeveelheid kennis per individu als volgt kan worden weergegeven:⁶⁴

$$(3.1) \quad dh = \varepsilon(1-u)h$$

De variabele h staat hier voor de hoeveelheid ‘menselijk kapitaal’ per individu en u voor het aandeel van de tijd (op te vatten als ‘non-leisure time’, zoals Lucas (1988) aangeeft) dat individuen gemiddeld genomen aan productie besteden. Als complement van u geeft $1-u$ hier het aandeel van de tijd weer dat individuen gemiddeld genomen aan kennisopbouw besteden. Essentieel in vergelijking (3.1) is dat de variabele h een elasticiteit heeft van 1, waarmee een verhoging van de hoeveelheid kennis per individu met 1% via intertemporele spillovers zou leiden tot een 1% hogere ontwikkeling van nieuwe kennis per individu. Dan geldt namelijk dat de groei van h lineair afhankelijk is van het niveau van u via de parameter ε :

$$(3.2) \quad dh/h = \varepsilon(1-u)$$

De elasticiteit van 1 voor de variabele h in vergelijking (3.1) houdt in dat een verhoging van het aandeel van de tijd dat individuen aan kennisopbouw besteden zou leiden tot een permanent hogere niet-afnemende groei van de hoeveelheid kennis per individu. Koppeling van deze relatie aan een productiefunctie door daarin naast de hoeveelheid arbeid ook de variabele h op te nemen (als maatstaf voor kennis per hoeveelheid arbeid) houdt in dat ook de arbeidsproductiviteitsgroei permanent met een bepaald percentage zou kunnen worden verhoogd.

Dit betreft een geheel andere benadering van menselijk kapitaal dan in de eerder besproken modellering van Mankiw, Romer en Weil (1992). Mankiw, Romer en Weil (1992) gaan ervan uit dat meer opbouw van kennis door scholing positief doorwerkt in het niveau van de arbeidsproductiviteit (zie paragraaf 2.3.1, inclusief voetnoot 56), terwijl Lucas (1988) als mogelijkheid presenteert dat hier een permanent groei-effect van uitgaat op de arbeidsproductiviteit

⁶⁴ Onderstaande geeft het mechanisme weer dat Lucas (1988) op soortgelijke wijze laat zien. Lucas (1988) heeft zich hierbij gebaseerd op Uzawa (1965) en Rosen (1976). Hij presenteert ook een alternatief model waarin menselijk kapitaal wordt geaccumuleerd via ‘training on the job’ en ‘learning by doing’. In dat model is de kennisopbouw gekoppeld aan productie, terwijl in het hieronder te presenteren model kennisopbouw juist buiten het productieproces wordt verondersteld.

via sterke intertemporele spillovers van kennis. Er zijn verschillende nadelen/beperkingen te noemen van het model van Lucas (1988):

- Het begrip menselijk kapitaal heeft een abstracte betekenis in het model. De hoeveelheid menselijk kapitaal zoals die voor een belangrijk deel via intertemporele spillovers zou worden opgebouwd, is denkbeeldig van aard is en kan daardoor moeilijk direct gemeten worden.
- Er wordt verondersteld dat de hoeveelheid kennis per individu direct doorwerkt in de arbeidsproductiviteit. In werkelijkheid geldt echter dat individuen vooral in de jonge jaren aan scholing doen, zodat scholing gemiddeld genomen met een grote vertraging doorwerkt in de arbeidsproductiviteit. De doorwerking van scholing in de arbeidsproductiviteit is daarbij voor een belangrijk deel gekoppeld aan de instroom van individuen op de arbeidsmarkt.⁶⁵
- Naast instroom op de arbeidsmarkt is uitstroom relevant. Als individuen de arbeidsmarkt verlaten (met name door pensioen), dan draagt het menselijk kapitaal van die personen niet meer bij aan de arbeidsproductiviteit. Ook vindt in de loop der tijd veroudering van eerder opgebouwde kennis plaats en wordt eerder opgebouwde kennis in de loop der tijd vergeten door individuen. Met deze aspecten is geen rekening gehouden in het model van Lucas (1988).
- De werking van het model hangt af van intertemporele spillovers, waarbij de bestaande hoeveelheid menselijk kapitaal per individu met een elasticiteit van 1 door zou werken in de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis per individu. Het is de vraag hoe sterk de intertemporele spillovers van kennis in werkelijkheid zijn. In de literatuur bestaat er nog weinig empirische basis voor sterke spillovers van kennis opgebouwd met scholing, zoals in paragraaf 6.2.2 verder aan de orde komt.
- Er wordt voorbijgegaan aan R&D als belangrijke bron van technologische kennisontwikkeling. Spillovers van kennis opgebouwd met R&D worden in de literatuur wel sterk empirisch bevestigd. Dat betreft onderzoek op basis van de in hoofdstuk 4 te bespreken R&D-kapitaalbenadering.⁶⁶

3.2.2 Romer (1990)

Romer (1990) gaat uit van een productiefunctie voor de ontwikkeling van nieuwe ideeën, waarbij de productie van nieuwe ideeën afhankelijk is van de R&D-inspanningen en van de voorraad al eerder ontwikkelde ideeën:

$$(3.3) \quad dA_L = \xi L_A A_L$$

L_A geeft binnen deze kennisproductiefunctie de hoeveelheid geschoolde arbeid (menselijk kapitaal) weer die wordt ingezet voor R&D.⁶⁷ De R&D-inspanningen leiden tot een toename

⁶⁵ In dit verband kan worden gesproken over een ‘gestation lag’, die (in geval van onderwijs) de periode weergeeft tussen het genieten van onderwijs en het benutten van de met onderwijs opgebouwde kennis op de arbeidsmarkt. Zie hierover bijvoorbeeld Van Ark en Jäger (2010).

⁶⁶ Zie voor literatuuroverzichten Nadiri (1993), Mohnen (1996) en (als recent rapport) Hall, Mairesse en Mohnen (2009).

⁶⁷ Deze variabele wordt door Romer (1990) zelf weergegeven met het symbool H . Hier wordt het symbool L_A gehanteerd, in overeenstemming met het symbool dat Jones (1995) hiervoor heeft ge-

van nieuwe ideeën, weergegeven door ΔA_L . Daarbij kan worden voortgebouwd op reeds beschikbare kennis, de voorraad ideeën in de uitgangssituatie, gerepresenteerd door de variabele A_L . Voor dit laatste effect gaat Romer uit van een elasticiteit van 1, dat wil zeggen: de variabele A_L in vergelijking (3.3) heeft een coëfficiënt van 1 in de macht. Ook de variabele L_A heeft een elasticiteit van 1 in de kennisproductiefunctie van Romer (1990), hetgeen inhoudt dat de ontwikkeling van nieuwe kennis bij een gegeven hoeveelheid kennis in de uitgangssituatie lineair afhankelijk wordt verondersteld van de R&D-inspanningen. De parameter ζ ten slotte drukt een algemene productiviteitsparameter uit voor de ontwikkeling van kennis, gegeven de reeds beschikbare kennis in de uitgangssituatie (A_L).⁶⁸

De kennisvoorraad is hier met dezelfde variabele (A_L) weergegeven als de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling binnen een neoklassieke productiefunctie (zie vergelijkingen (2.13) en (2.18) in paragraaf 2.3.1). Dat komt overeen met de benadering die door Romer (1990) gevolgd wordt en ook met de benadering die Jones (1995, 2002a, 2002b) kiest bij een meer algemene vormgeving van de kennisproductiefunctie (te bespreken in paragraaf 3.2.3). Zij geven de kennisvoorraad weer met het symbool A , die binnen die analyses te interpreteren is als de variabele die binnen een neoklassieke productiefunctie de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling weergeeft. De kennisvoorraad is niet direct waarneembaar en is daarmee in eerste instantie een denkbeeldig begrip. Door de kennisvoorraad te koppelen aan de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling, wordt hier een concrete kwantitatieve invulling aan gegeven.

De kennisproductiefunctie van Romer (1990) houdt in dat de kennisvoorraad A_L voortdurend zou groeien met een groeivoet die gelijk is aan ζL_A :

$$(3.4) \quad \frac{dA_L}{A_L} = \zeta L_A$$

Met andere woorden, door R&D-inspanningen kan de kennisvoorraad voortdurend toe blijven nemen en is de groeivoet van die kennis lineair afhankelijk van de hoeveelheid R&D-inspanningen. Bij een gelijkblijvende inzet van arbeid voor R&D-inspanningen groeit de kennisvoorraad met een vaste groeivoet, die lineair afhankelijk is van de omvang van het R&D-personeel. Een toename van de hoeveelheid arbeid ingezet voor R&D zou tot een structureel hogere groeivoet van de kennisvoorraad leiden. De groei van de kennisvoorraad werkt in een productiefunctie voor de toegevoegde waarde door in de TFP-groei (via de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling).⁶⁹ Op deze wijze kan dus een structurele niet-afnemende TFP-groei worden verklaard uit het niveau van de R&D-inspanningen. Een structureel hogere

bruikt in een latere algemene vormgeving van deze kennisproductiefunctie, die hierna (in paragraaf 3.2.3) aan de orde komt.

⁶⁸ Romer (1990) en Jones (1995) gebruiken voor deze parameter het symbool δ . Aangezien dat symbool in vergelijking (2.25) in paragraaf 2.3.2 al is gebruikt om de afschrijvingsvoet weer te geven binnen een accumulatiefunctie voor kapitaal, wordt hiervoor daarvoor hier een alternatief symbool gebruikt.

⁶⁹ Zie paragraaf 2.3.1 voor de relatie tussen de TFP-ontwikkeling en de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling binnen een Cobb-Douglas-productiefunctie.

TFP-groei wordt in het model van Romer bereikt als meer arbeid wordt ingezet in het R&D-proces.

3.2.3 Jones (1995)

Jones (1995) heeft de kennisproductiefunctie van Romer (1990) uitgebreid tot een algemenere vormgeving, waarbij niet langer elasticiteiten van 1 worden opgelegd aan de kennisvoorraad in de uitgangssituatie (A_L) en de hoeveelheid R&D-personeel (L_A):

$$(3.5) \quad dA_L = \xi L_A^\lambda A_L^\phi$$

Het effect van de kennisvoorraad in de uitgangssituatie op de ontwikkeling van nieuwe kennis is in de kennisproductiefunctie van Jones (1995) weergegeven door de parameter ϕ . Het bij de ontwikkeling van nieuwe kennis voortbouwen op reeds bestaande kennis wordt door Jones (1995) het ‘standing on shoulders’-effect genoemd. Denkbaar is ook een tegengesteld effect. Dan geldt dat het moeilijker wordt om nieuwe ideeën te ontwikkelen naarmate al meer kennis beschikbaar is. Dit staat in de terminologie van Jones (1995) bekend als ‘fishing out’. Als het (positieve) ‘standing on shoulders’-effect sterker is dan het (negatieve) ‘fishing out’-effect, is ϕ groter dan 0. Als het ‘fishing out’-effect overheerst, heeft ϕ een waarde kleiner dan 0. De parameter λ voor de variabele L_A is een schaalparameter, die Jones (1995) in verband brengt met duplicatie die kan optreden bij de R&D-inspanningen. Kennis die wordt ontwikkeld door een individuele onderzoeker hoeft niet nieuw te zijn voor de economie in haar geheel, omdat deze tegelijkertijd ook al door andere onderzoekers kan worden ontwikkeld. Congestie (‘stepping on toes’) leidt dan tot een waarde van λ kleiner dan 1.

Binnen de kennisproductie van Romer (1990) is verondersteld dat de parameters ϕ en λ gelijk zijn aan 1 (zie vergelijking (3.3)). Die veronderstelde waarden van 1 voor de parameters ϕ en λ zijn theoretisch gepostuleerd. Vanuit empirisch oogpunt zijn hier vraagtekens bij te plaatsen. Zo wijst Jones (1995) erop dat de door Romer gehanteerde vergelijking een schaalearde impliceert dat empirisch niet wordt waargenomen. In veel landen is de hoeveelheid R&D-personeel in absolute zin sterk toegenomen. De beroepsbevolking is sterk gegroeid, terwijl over het algemeen ook het aandeel van R&D-personeel in de beroepsbevolking is toegenomen. Dit zou volgens het model van Romer (1990) een sterke toename van de TFP-groei tot gevolg moeten hebben gehad. In de praktijk is de TFP-groei in landen als de Verenigde Staten, Frankrijk, Duitsland en Japan in de naoorlogse periode vrij constant geweest of zelfs gedaald. Jones (1995) betwijfelt daarom de validiteit van de door Romer veronderstelde kennisproductiefunctie en amendeert deze tot de als vergelijking (3.5) weergegeven algemenere specificatie, daarbij uitgaande van waarden voor ϕ en λ kleiner dan 1. Voor de groeivoet van de kennisvoorraad A_L volgt dan:

$$(3.6) \quad \frac{dA_L}{A_L} = \frac{\xi L_A^\lambda}{A_L^{1-\phi}}$$

Een waarde voor ϕ kleiner dan 1 houdt in dat bij gegeven absolute omvang van de R&D-inspanningen de groeivoet van A_L op langere termijn asymptotisch afneemt naar 0. Hoewel de R&D-inspanningen dan permanent leiden tot ontwikkeling van nieuwe kennis en daarmee A_L

positief beïnvloeden, daalt het relatieve effect op A_L op lange termijn asymptotisch naar 0 vanwege een noemereffect: de absolute omvang van A_L wordt in de loop der tijd steeds groter (Jones, 1995, 2002a). Een waarde van 1 voor ϕ zou daarentegen inhouden dat de groeivoet van A_L permanent op hetzelfde niveau gehandhaafd kan blijven zolang de absolute omvang van de R&D-inspanningen gelijk blijft. Het laatste zou het geval zijn volgens het oorspronkelijke model van Romer (1990). Dit zou echter ook als implicatie hebben dat de groeivoet van A_L in de loop der tijd voortdurend toe kan nemen als de R&D-inspanningen meegroeien met de omvang van de beroepsbevolking. Dit laatste wordt niet realistisch geacht door Jones (1995), hetgeen reden was om uit te gaan van een waarde kleiner dan 1 voor de parameter ϕ . In dat geval wordt de groeivoet van de kennisvoorraad op lange termijn lineair afhankelijk van de groeivoet van de R&D-inspanningen, onafhankelijk van het niveau van de R&D-inspanningen. Als evenwichtsrelatie voor het langetermijngroei-pad van A_L is af te leiden:

$$(3.7) \quad \frac{dA_L^*}{A_L^*} = \frac{\lambda}{1-\phi} \frac{dL_A}{L_A}$$

Deze relatie is af te leiden door als uitgangspunt te nemen dat de groeivoet van A_L in het model van Jones (1995) bij een constante groei van L_A op lange termijn tendert naar een stabiele waarde. In het langetermijnevenwicht geldt dan dat de teller en de noemer aan de rechterkant van vergelijking (3.6) even sterk groeien, ofwel: $\lambda \frac{dL_A}{L_A} = (1-\phi) \frac{dA_L}{A_L}$. Hieruit volgt het langetermijngroei-pad voor A_L zoals weergegeven in vergelijking (3.7) (Jones, 1995, 2002a). De langetermijnevenwichtswaarde van A_L is hierbij aangeduid met een sterretje.

Een structurele groei van de hoeveelheid R&D-personeel met $x\%$ per jaar zou op lange termijn leiden tot een structurele groei van de kennisvoorraad met $x\%$ vermenigvuldigd met de factor $\lambda/(1-\phi)$. Bij een gegeven aandeel van R&D-personeel in de beroepsbevolking kan de groeivoet van L_A in vergelijking (3.7) vervangen worden door de groeivoet van de beroepsbevolking (L_B):

$$(3.8) \quad \frac{dA_L^*}{A_L^*} = \frac{\lambda}{1-\phi} \frac{dL_B}{L_B}$$

Daarmee is de groei van de kennisvoorraad en daarmee de productiviteitsgroei op langere termijn afhankelijk geworden van de groei van de beroepsbevolking. Een voortdurende groei van de beroepsbevolking maakt een voortdurende groei van de hoeveelheid R&D-personeel mogelijk, wat een structurele bijdrage levert aan de productiviteitsgroei op langere termijn. De gedachte hierachter is eenvoudig: hoe meer mensen worden ingezet voor het ontwikkelen van kennis, hoe meer innovaties er worden gerealiseerd.

Een eenmalige (blijvende) niveauverhoging van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de beroepsbevolking heeft, uitgaande van de benadering van Jones (1995), geen permanent effect op de groei van de kennisvoorraad, maar zorgt voor een hoger evenwichtsniveau van de kennisvoorraad op lange termijn. Een eenmalige (blijvende) toename van het aandeel van R&D-personeel in de beroepsbevolking met $x\%$ betekent dat de hoeveelheid

R&D-personeel stijgt met $x\%$ ten opzichte van het basispad. Op lange termijn zou dat tot een toename van het niveau van de kennisvoorraad leiden met $\lambda(1-\phi) \times x\%$. Dit kan uit vergelijking (3.7) worden afgeleid door deze in dit geval comparatief-statisch te interpreteren. Er kan ook een langetermijnevenwichtsrelatie worden opgesteld voor A_L waaruit dat rechtstreeks blijkt. Dat zal hieronder worden gedaan, langs de lijnen die hiervoor door Jones (2002a, blz. 109-110; 2002b) worden aangegeven.

Voor de afleiding van een langetermijnrelatie voor A_L kan als uitgangspunt worden genomen dat voor de groeivoet van A_L op korte termijn vergelijking (3.6) van toepassing is en dat voor de lange termijn relatie (3.7) geldt. Gelijktelling van relatie (3.7) aan vergelijking (3.6) levert als langetermijnevenwicht voor de groeivoet van A_L op:

$$(3.9) \quad \frac{\lambda}{1-\phi} \frac{dL_A}{L_A} = \frac{\xi L_A^\lambda}{A_L^{1-\phi}}$$

Dat is te herschrijven tot de volgende langetermijnevenwichtsrelatie voor het niveau van A_L :

$$(3.10) \quad A_L = \left(\frac{\frac{\xi L_A^\lambda}{\lambda \frac{dL_A}{L_A}}}{1-\phi} \right)^{\frac{1}{1-\phi}}$$

Deze relatie geldt op lange termijn langs het langetermijngroeipad, zodat vervolgens A_L genoteerd kan worden als A_L^* :⁷⁰

$$(3.11) \quad A_L^* = \left(\frac{\frac{\xi L_A^\lambda}{\lambda \frac{dL_A}{L_A}}}{1-\phi} \right)^{\frac{1}{1-\phi}}$$

Deze relatie geeft een evenwicht voor het niveau van A_L weer, waarbij geldt dat de kortetermijngroeivoet van A_L de langetermijngroeivoet heeft bereikt. Bij een gegeven waarde van de langetermijngroeivoet van A_L (weergegeven in de noemer als $\frac{\lambda}{1-\phi} \frac{dL_A}{L_A}$) en bij gegeven waar-

⁷⁰ Deze relatie komt na een lichte herschrijving overeen met de langetermijnevenwichtsrelatie voor het niveau van A_L die Jones (2002b) laat zien. Jones (2002a, blz. 109-110) presenteert een langetermijnevenwichtsrelatie die hier consistent mee is, maar gaat daarbij uit van een eenvoudige versie van de kennisproductiefunctie met de waarden van λ en ϕ op 0 verondersteld. Verder heeft Jones (2002a, blz. 190-110) de variabele die de hoeveelheid R&D-personeel weergeeft, uitgesplitst in een variabele voor de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking en een variabele voor de omvang van de beroepsbevolking zelf. Dat wordt hieronder gedaan in relatie (3.12).

den van de parameters ξ , λ en ϕ volgt weer de eerder als vergelijking (3.7) genoteerde lange-termijnevenwichtsrelatie voor de groeivoet van A_L .

Vervolgens kan de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking verwerkt worden in niveauevergelijking (3.11):

$$(3.12) \quad A_L^* = \left(\frac{\xi \left(\frac{L_A}{L_B} L_B \right)^\lambda}{\frac{\lambda}{1-\phi} \frac{dL_A}{L_A}} \right)^{\frac{1}{1-\phi}}$$

Dan volgt dat een eenmalige (blijvende) toename van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de beroepsbevolking met $x\%$ op lange termijn een positieve invloed op het niveau van A_L zou hebben van $\lambda(1-\phi) \times x\%$. Jones (1995) spreekt in dit verband van semi-endogene groei in plaats van endogene groei, aangezien de groei van de kennisvoorraad en daarmee de productiviteitsgroei op lange termijn niet wordt beïnvloed door een verhoging van het niveau van de hoeveelheid R&D-personeel (in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking).

Simulaties van Jones (1995) laten zien dat het aanpassingsproces naar een nieuw evenwicht een lange periode in beslag kan nemen. Een verhoging van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking zou tientallen jaren een invloed van betekenis kunnen houden op de groei van de kennisvoorraad en daarmee de productiviteitsgroei. Het aanpassingsproces hangt daarbij in sterke mate af van de waarde van de parameter ϕ , omdat die parameter het belang van intertemporele spillovers weergeeft en daarmee voor een versterkend (multiplier)effect in de tijd zorgt. Jones (1995) geeft voor verschillende waarden van ϕ en λ in de kennisproductiefunctie aan na hoeveel jaren het effect van een verdubbeling van de hoeveelheid R&D-personeel op de groei van de kennisvoorraad met de helft is gereduceerd ten opzichte van het initiële effect. Die perioden variëren van 35 jaar tot 347 jaar.⁷¹

Ook wanneer de parameter ϕ een waarde van 0 heeft, volgt een lang aanpassingsproces in de simulaties van Jones (1995), gezien de uitkomst dat het dan ook nog 35 jaar zou duren voordat het effect op de groei van de kennisvoorraad met de helft is gereduceerd ten opzichte van het initiële effect. De achtergrond van dit langzame aanpassingsproces is dat binnen de kennisproductiefunctie verondersteld wordt dat een hoger aandeel van R&D-personeel binnen de beroepsbevolking permanent een positieve bijdrage levert aan de hoeveelheid kennis die ontwikkeld wordt en daarmee ook permanent tot een grotere toename van de kennisvoorraad leidt. Relatief gezien, ten opzichte van de totale kennisvoorraad, daalt het effect dan echter geleidelijk en wel asymptotisch naar 0. Een negatief noemereffect zorgt er dus voor dat het effect op de groeivoet van de kennisvoorraad in de loop der tijd steeds kleiner wordt.

⁷¹ Bij de simulaties is uitgegaan van een jaarlijkse groei van de beroepsbevolking van 2% en waarden voor ϕ en λ die telkens een verhouding $\lambda/(1-\phi)$ (zie vergelijking (3.7)) opleveren van 1,00. De waarden voor ϕ en λ variëren in de simulaties van respectievelijk 0,00 en 1,00 (kortste aanpassingsproces) tot respectievelijk 0,90 en 0,10 (langste aanpassingsproces).

3.2.4 Young (1998)

Young (1998) tracht op een alternatieve wijze te verklaren dat de sterke groei van de hoeveelheid R&D-personeel in vele landen niet heeft geleid tot een sterke toename van de groei van de productiviteit, wat volgens het model van Romer (1990) het geval zou moeten zijn geweest. Jones (1995) heeft hiervoor als verklaring gevonden dat de parameter ϕ , die de omvang van de intertemporele kennisspillovers weergeeft, kleiner is dan 1. Een permanente groei van de hoeveelheid R&D-personeel door een voortdurende groei van de beroepsbevolking zou daardoor niet tot een steeds hogere productiviteitsgroei leiden, maar tot een structurele productiviteitsgroei die op lange termijn lineair afhankelijk is van de structurele groei van de beroepsbevolking. Young (1998) blijft uitgaan van een waarde van 1 voor deze parameter, maar elimineert het schaaleffect uit het model van Romer (1990) door de R&D-inspanningen in verhouding te plaatsen tot het aantal productvariëteiten en daarbij het aantal productvariëteiten lineair afhankelijk te stellen van de omvang van de beroepsbevolking. De gedachte bij het laatste is dat een grotere omvang van de beroepsbevolking een grotere markt inhoudt (bij een gegeven consumptie per hoofd van de beroepsbevolking) en dat hier ‘*additional differentiated solutions to general needs*’ uit voortvloeien (Young, 1998, blz. 51).

Young (1998) maakt een onderscheid tussen R&D-inspanningen die gericht zijn op een verbetering van de kwaliteit van bestaande producten en R&D-inspanningen die tot doel hebben om nieuwe productvariëteiten te ontwikkelen, waarmee nieuwe productgroepen ontstaan. Romer (1990) en Jones (1995) gingen er in hun theoretische uitwerking nog van uit dat kennisontwikkeling volledig via nieuwe productvariëteiten doorwerkt in de productiviteitsgroei en wel als input voor intermediaire goederen in het productieproces.⁷² Young (1998) heeft hier kwaliteitsverbeteringen van intermediaire producten als apart kanaal aan toegevoegd. Daarbij is de gedachte van Young (1998) dat niet de totale R&D-inspanningen in een economie, maar de R&D-inspanningen per productgroep van belang zijn voor productiviteitsgroei als gevolg van kwaliteitsverbeteringen van producten. Bij een toename van het aantal productvariëteiten worden de totale R&D-inspanningen verspreid over meer productgroepen, waardoor de productiviteitsgroei per productgroep beperkt wordt.

Indien wordt uitgegaan van een lineaire relatie tussen de omvang van de beroepsbevolking en het aantal productvariëteiten, treedt er geen schaaleffect meer op van de omvang van de beroepsbevolking op de langetermijngroei van de productiviteit per productgroep. De hoeveelheid R&D-werkers per productgroep blijft dan gelijk, waardoor ook de groei van de productiviteit per productgroep gelijk blijft. Wel is sprake van een direct effect van het aantal productvariëteiten op het productiviteitsniveau, aangezien een toenemend aantal productvariëteiten de keuzemogelijkheden en daardoor substitutiemogelijkheden voor bedrijven tussen verschillende intermediaire goederen vergroot. Via dit laatste kanaal (vergroting van het aantal productvariëteiten) heeft een groeiende beroepsbevolking een structurele positieve invloed op de groei van de productiviteit. Een voortdurende *toename* van de productiviteitsgroei (via

⁷² Uiteraard komen kwaliteitsverbeteringen van producten ook bij finale producten voor, evenals nieuwe productvariëteiten. Tevens is naast deze productinnovaties sprake van procesinnovaties. Kwaliteitsverbeteringen van finale producten en procesinnovaties hebben een directe doorwerking in de productiviteitsontwikkeling. Bij kwaliteitsverbeteringen van producten geldt dat voor zover deze door statistische bureaus worden waargenomen bij de meting van de toegevoegde waarde.

kwaliteitsverbeteringen van producten) blijft echter uit, aangezien verondersteld wordt dat het aantal R&D-werkers per productgroep niet verandert bij een groeiende beroepsbevolking.

Een toename van het aantal R&D-werkers ten opzichte van de beroepsbevolking heeft in het model van Young (1998) net als in het model van Romer (1990), en in tegenstelling tot wat het geval is in het model van Jones (1995), een positief effect op de langetermijngroeivoet van de productiviteit. Uitgaande van een lineaire relatie tussen de beroepsbevolking en het aantal productvariëteiten, neemt het aantal R&D-werkers per productgroep dan toe. Dat leidt in de analyse van Young (1998) tot een permanent hogere groeivoet van de productiviteit, aangezien bij kwaliteitsverbeteringen van producten wordt uitgegaan van een waarde van 1 voor de spilloverparameter. Die spilloverparameter is vergelijkbaar met de parameter ϕ uit het model van Jones. Nu betreft het echter een parameter die alleen betrekking heeft op spillovers bij kwaliteitsverbeteringen van producten. Een waarde van 1 voor deze parameter houdt in dat sterke intertemporele spillovers worden verondersteld bij kwaliteitsverbeteringen van producten ('R&D in de verticale dimensie'). Bij de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten ('R&D in de horizontale dimensie') daarentegen wordt verondersteld dat er geen spillovers optreden.

Die laatste veronderstelling hangt samen met het uitgangspunt dat het aantal productvariëteiten in een lineaire relatie staat tot de omvang van de beroepsbevolking. Young (1998) gaat uit van een model waarin bedrijven innoveren onder de conditie van monopolistische concurrentie. Een grotere marktomvang als gevolg van een grotere omvang van de beroepsbevolking leidt in een dergelijke modelconstellatie in eerste instantie tot hogere winsten voor bestaande bedrijven. Dat leidt tot toetreding van nieuwe bedrijven met nieuwe productvariëteiten totdat de winsten weer op het normale niveau zijn teruggekeerd.⁷³ Indien spillovers in de horizontale dimensie op nul worden verondersteld, kan een evenwicht worden berekend waarin het aantal productvariëteiten via een elasticiteit van 1 in relatie staat tot de omvang van de beroepsbevolking. Indien wel sprake is van spillovers bij productvariëteiten, zou het effect van de omvang van de beroepsbevolking op het aantal productvariëteiten via een terugkoppelingsmechanisme (een positieve doorwerking van het aantal productvariëteiten in het voorgaande jaar op het aantal productvariëteiten in het lopende jaar) worden versterkt, zo wordt door Young (1998) getoond.

Interessant aan de analyse van Young (1998) is dat hij de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking plaatst en daarmee uitgaat van een R&D-intensiteit in plaats van de absolute omvang van de R&D-inspanningen. De gedachtegang dat een verhoging van de R&D-intensiteit tot een permanent hogere groeivoet van de productiviteit zou leiden, berust echter op een veronderstelling die kwetsbaar is. Als de spilloverparameter (vergelijkbaar met ϕ in het model van Jones (1995)) bij kwaliteitsverbeteringen van producten in werkelijkheid een waarde heeft die kleiner is dan 1, dan volgt net als in het model van Jones

⁷³ Als basis voor wiskundige afleidingen in die richting geldt een model van Dixit en Stiglitz (1977), dat een analytische uitwerking geeft van de theorie van Chamberlin (1933) op het terrein van monopolistische concurrentie. Zie Brakman en Heijdra (2004) voor een nadere bespreking van het model van Dixit en Stiglitz (1977) in relatie tot het aantal productvariëteiten. Smulders en Van de Klundert (2004) bieden een verdere bespreking van het model van Dixit en Stiglitz (1977) in relatie tot verschillende groei modellen.

(1995) dat de langetermijngroeivoet van de productiviteit niet wordt beïnvloed door de hoogte van de R&D-intensiteit.

De veronderstelling van een lineaire relatie tussen de omvang van de beroepsbevolking en het aantal productvariëteiten is ook nogal sterk. Zoals hierboven is besproken, hangt die veronderstelling samen met het abstraheren van mogelijke spillovers bij de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten. Spillovers bij de ontwikkeling van productvariëteiten zouden er in werkelijkheid toe kunnen leiden dat de groei van het aantal productvariëteiten sterker is dan de groei van de omvang van de beroepsbevolking. Hier kan echter tegenover worden gesteld dat kwaliteitsverbeteringen van producten als gevolg van R&D in de verticale dimensie een negatieve invloed kunnen hebben op de groei van het aantal productvariëteiten. In het model van Young (1998) is verondersteld dat de kwaliteit van bestaande producten via een spilloverparameter van 1 doorwerkt in de kwaliteit die bij nieuwe producten gerealiseerd kan worden bij gegeven R&D-inspanningen. In werkelijkheid kan gelden dat het bij nieuwe producten moeilijker is om de kwaliteit van bestaande producten te volgen naarmate het kwaliteitsniveau van bestaande producten hoger is, zoals Li (2002) aangeeft. Daarmee zou het aantal productvariëteiten ook minder snel kunnen groeien dan de omvang van de beroepsbevolking.

Aan de andere kant geldt dat ook sprake kan zijn van een positief spillovereffect van kennis opgebouwd bij kwaliteitsverbeteringen van producten op de productiviteit waarmee nieuwe productvariëteiten worden ontwikkeld. Op vergelijkbare wijze geldt dat sprake kan zijn van een positief spillovereffect van de ontwikkeling van kennis opgebouwd bij de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten op de productiviteit waarmee kwaliteitsverbeteringen van producten worden gerealiseerd. In het model van Young (1998) wordt van deze mogelijke kruiselingse (kennis)spillovereffecten geabstraheerd. Men kan zich afvragen in hoeverre bij de modellering van spillovers kwaliteitsverbeteringen van producten en de ontwikkeling van nieuwe producten zo sterk van elkaar gescheiden dienen te worden gezien als in het model van Young (1998) het geval is. Li (2002) presenteert een analyse waarin langs de dimensies van kwaliteitsverbeteringen van producten en de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten vier verschillende spilloverparameters worden onderscheiden (twee binnen de dimensies zelf en twee kruiselingse tussen de twee dimensies), waarbij de waarden van de parameters niet op voorhand vastliggen zoals deze binnen het model van Young (1998) zijn verondersteld. Een vraag is ook in hoeverre een stringent onderscheid gemaakt kan worden tussen nieuwe productvariëteiten en kwaliteitsverbeteringen van producten. Vaak is bij innovaties sprake van een mengvorm, met zowel een nieuwheidsaspect als een kwaliteitsverbetering ten opzichte van bestaande producten.

De benadering van Young (1998) heeft in technisch opzicht een verwantschap met die van Lucas (1988). Lucas kent geen rol toe aan R&D, maar richt zich op kennisontwikkeling via accumulatie van menselijk kapitaal. Net als Young (1998) gaat Lucas (1988) als relevante verklarende variabele voor kennisontwikkeling uit van een relatieve grootheid. Bij Lucas (1988) is dat het deel van de tijd dat individuen gemiddeld genomen aan kennisopbouw besteden. Dat heeft een gelijkenis met de hoeveelheid R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. Daarnaast geldt ook bij Lucas (1988) dat intertemporele spillovers van kennis via een parameter plaatsvinden die de waarde 1 heeft. In vergelijking (3.1)

op basis van Lucas (1988) loopt dat via de variabele die de hoeveelheid kennis per eenheid arbeid weergeeft.

Naast deze technische verwantschap met de theorie van Lucas (1988) bij de invloed van de hoeveelheid R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking heeft de benadering van Young (1998) een inhoudelijke verwantschap met de theorie van Jones (1995) bij de invloed van de groei van de omvang van de beroepsbevolking. Een groeiende omvang van de beroepsbevolking gaat samen met een groei van de R&D-inspanningen ten behoeve van de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten. De groei van het aantal productvariëteiten heeft vervolgens een rechtstreeks effect op de groei van de productiviteit in het model van Young (1998). Daarmee is net als in het model van Jones (1995) sprake van een positieve invloed van de groei van de omvang van de beroepsbevolking op de groei van de productiviteit. In het model van Jones (1995) betreft dat echter een langetermijnevenwichtsrelatie, terwijl het effect in het model van Young (1998) al op korte termijn van toepassing zou zijn.

De studie van Young (1998) maakt deel uit van een bredere verzameling studies die als Schumpeteriaans worden aangeduid binnen de literatuur over de (semi-)endogene groeitheorie. Het kenmerk van die studies is dat veel nadruk wordt gelegd op kwaliteitsverbeteringen van producten door R&D ('quality ladders'-benadering). Daarbij wordt uitgegaan van sterke intertemporele spillovers van kennis, terwijl tegelijkertijd rekening wordt gehouden met 'creatieve destructie' van eerdere kennis (Schumpeter, 1942). Aghion en Howitt (1992) zijn belangrijke grondleggers geweest voor deze Schumpeteriaanse benadering. In de studie van Young (1998) is het eerdere model van Aghion en Howitt (1992) duidelijk terug te herkennen. Young (1998) heeft echter als belangrijke amendering het onderscheid tussen kwaliteitsverbeteringen van bestaande producten en nieuwe productvariëteiten aangebracht.

Binnen het model van Aghion en Howitt (1992) gold nog dat een grotere absolute omvang van de hoeveelheid R&D-personeel een positief schaaleffect op de groeivoet van de productiviteit zou hebben, conform Romer (1990). Young (1998) heeft dit schaaleffect geëlimineerd door kwaliteitsverbeteringen van producten afhankelijk te achten van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot het aantal productvariëteiten en daarbij uit te gaan van een lineaire afhankelijkheid van het aantal productvariëteiten van de omvang van de beroepsbevolking. Deze amendering ten opzichte van het model van Aghion en Howitt (1992) is door Aghion en Howitt (1998, hfst. 3 en 12) overgenomen. Aghion en Howitt (1998, hfst. 3 en 12) gaan uit van een model dat sterk vergelijkbaar is met dat van Young (1998). Dinopoulos en Thompson (1998) hebben ook een model binnen de Schumpeteriaans stroming gepresenteerd dat sterk vergelijkbaar is met het model van Young (1998). Zij hebben hierbij voortgebouwd op de inzichten van Young (1998), zoals zij aangeven. Smulders en Van de Klundert (1995) hebben eerder al een analyse gepubliceerd die sterk vergelijkbaar is met die van Young (1998).⁷⁴

⁷⁴ Young (1998) wijst in een voetnoot op het eerdere werk van Smulders en Van de Klundert (1995). Het werk van Young (1998) is in augustus 1995 beschikbaar gekomen als werkdocument (Young, 1995). Het artikel van Smulders en Van de Klundert (1995) was toen al verschenen (in januari 1995).

3.2.5 Samenvattend overzicht van de vier hoofdstromingen

Tabel 3.1 geeft een samenvattend overzicht van de hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeimodellen die in het voorgaande zijn besproken. In het model van Lucas (1988) wordt kennis weergegeven aan de hand van menselijk kapitaal, in de drie andere modellen wordt kennis benaderd op basis van R&D. In alle vier de modellen speelt een intertemporele spilloverelasticiteit een essentiële rol. Alleen bij een waarde van 1 van die elasticiteit zou met een hoger niveau van investeringen in kennis een permanent niet-afnemend effect op de productiviteitsgroei worden bereikt. Alleen in het model van Jones (1995) wordt uitgegaan van een spilloverparameter lager dan 1. In samenhang hiermee geldt dat in het model van Jones (1995) een onderscheid tussen de korte/middellange termijn en de lange termijn relevant is. Op korte/middellange termijn heeft een hoger niveau van de R&D-inspanningen (ten opzichte van een bepaald basispad) een positief effect op de productiviteitsgroei, maar dit effect neemt op lange termijn asymptotisch af tot 0. Bij de andere drie modellen is het effect op de productiviteitsgroei op lange termijn gelijk aan het effect dat op korte/middellange termijn wordt bereikt.

Tabel 3.1 Overzicht van verschillende hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie

Model gebaseerd op menselijk kapitaal:	
Lucas (1988)	<p>Op zowel lange als reeds op korte/middellange termijn bepalend voor productiviteitsgroei: deel van tijd besteed aan opbouw van kennis (menselijk kapitaal)</p> <p>Cruciale kenmerken:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Het deel van de tijd dat door individuen wordt besteed aan opbouw van kennis is relevant voor de absolute mutatie van de hoeveelheid kennis per individu. • De omvang van de hoeveelheid kennis per individu werkt vervolgens door in de productiviteit. • Via een intertemporele spilloverelasticiteit van 1 wordt bereikt dat de groei-voet van de hoeveelheid kennis per individu lineair gerelateerd is aan het deel van de tijd dat door individuen wordt besteed aan kennisopbouw.
Op R&D gebaseerde modellen:	
Romer (1990)	<p>Op zowel lange als reeds op korte/middellange termijn bepalend voor productiviteitsgroei: absoluut niveau van de R&D-inspanningen</p> <p>Cruciale kenmerken:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Het absolute niveau van de hoeveelheid R&D-personeel is relevant voor de absolute mutatie van de hoeveelheid kennis. • Via een intertemporele spilloverelasticiteit van 1 wordt bereikt dat de groei-voet van de hoeveelheid kennis en daarmee ook de TFP-groei lineair gerelateerd is aan het absolute niveau van de hoeveelheid R&D-personeel.
Jones (1995)	<p>Op lange termijn bepalend voor productiviteitsgroei: groei van de R&D-inspanningen</p> <p>Op korte/middellange termijn relevant: R&D-inspanningen ten opzichte van de totale kennisvoorraad ontwikkeld met R&D-inspanningen in het verleden</p> <p>Cruciale kenmerken:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Het absolute niveau van de hoeveelheid R&D-personeel is relevant voor de absolute mutatie van de hoeveelheid kennis.

Vervolg van tabel 3.1

<p>Jones (1995), vervolg</p>	<p>Cruciale kenmerken, vervolg:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Vanwege een intertemporele spilloverelasticiteit lager dan 1 neemt het effect hiervan op de groeivoet van de hoeveelheid kennis op langere termijn asymptotisch af tot 0. • Op lange termijn geldt dat de groeivoet van de hoeveelheid kennis en daarmee ook de TFP-groei lineair gerelateerd is aan de groei van de hoeveelheid R&D-personeel.
<p>Young (1998)</p>	<p>Cruciale kenmerken voor het effect van de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking:</p> <ul style="list-style-type: none"> • De hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot het aantal productvariëteiten is relevant voor de absolute mutatie van de hoeveelheid kennis per productvariëteit. • Het aantal productvariëteiten is lineair gerelateerd aan de omvang van de beroepsbevolking. • Daarmee bepaalt de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking de absolute mutatie van de hoeveelheid kennis per productvariëteit. • De hoeveelheid kennis per productvariëteit werkt vervolgens door in de productiviteit via kwaliteitsverbeteringen van producten. • Via een intertemporele spilloverelasticiteit van 1 wordt bereikt dat de groeivoet van de hoeveelheid kennis per productvariëteit en daarmee ook de TFP-groei (via de groeivoet van de kwaliteit per productvariëteit) lineair gerelateerd is aan de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. <p>Cruciale kenmerken voor het effect van de omvang van de beroepsbevolking:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Het aantal productvariëteiten heeft een rechtstreeks positief effect op het productiviteitsniveau, omdat een groter aantal productvariëteiten de keuzemogelijkheden voor bedrijven tussen verschillende intermediaire goederen vergroot. • Het aantal productvariëteiten is lineair gerelateerd aan de omvang van de beroepsbevolking. • Daarmee heeft de groei van de omvang van de beroepsbevolking een rechtstreekse positieve invloed op de groei van de productiviteit via de groei van het aantal productvariëteiten. • Bij R&D-inspanningen ten behoeve van de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten (horizontale dimensie; te onderscheiden van de verticale dimensie bij kwaliteitsverbeteringen van producten) is geen sprake van intertemporele spillovers van kennis.

3.3 Beperking van (semi-)endogene groeimodellen: benadering van kennis op het wereldwijde niveau

In de voorgaande paragraaf zijn verschillende groeitheorieën aan de orde gekomen. Binnen al deze theorieën wordt de productiviteitsgroei op langere termijn verklaard vanuit kennisontwikkeling. Daarbij kan de meeste praktische waarde worden toegekend aan de drie op R&D-gebaseerde modellen. Het model van Lucas (1988) is moeilijker hanteerbaar vanwege het sterk theoretische karakter en daarnaast het buiten beschouwing laten van R&D als belangrij-

ke bron van technologische ontwikkeling. Ook de op R&D-gebaseerde modellen kennen echter een moeilijkheid bij de praktische toepasbaarheid. Ze hebben betrekking op de wereldwijde ontwikkeling van kennis en zijn niet direct van toepassing op afzonderlijke landen. Zeker wanneer dit relatief kleine economieën zijn zoals de Nederlandse, is dat problematisch. De ontwikkeling van de algemene kennisvoorraad is afhankelijk van de wereldwijde R&D-inspanningen, zodat de invloed van afzonderlijke landen hierop via de eigen R&D-inspanningen beperkt is. De parameter ϕ kan voor kennis ontwikkeld in eigen land dan ook aanzienlijk kleiner worden geacht dan voor de wereldwijd ontwikkelde kennis.

Een ander aspect dat de toepasbaarheid van de op R&D gebaseerde groeitheorieën op het niveau van individuele landen beperkt, is veroudering van kennis. Nieuw ontwikkelde kennis leidt via creatieve destructie tot een veroudering van bestaande kennis, waardoor de mutatie van de kennisvoorraad mede afhankelijk is van afschrijvingen op bestaande kennis in verband met deze veroudering. Veroudering van kennis is niet expliciet gemodelleerd in de hiervoor besproken kennisproductiefuncties van Romer (1990) en Jones (1995). In het Schumpeteriaanse model van Young (1998) komt geen kennisproductiefunctie vergelijkbaar met die in de modellen van Romer (1990) en Jones (1995) voor, maar worden kwaliteitsverbeteringen van producten en de ontwikkeling van nieuwe productvariëteiten via andersoortige vergelijkingen weergegeven. Ook daar worden de afschrijvingen niet expliciet gemodelleerd. Afschrijvingen kunnen wel impliciet een rol worden toegedacht binnen de verschillende (semi-)endogene groeimodellen. Jones en Williams (1998, 2000) laten dit voor de kennisproductiefunctie van Jones (1995) zien door deze uit te breiden met een parameter die creatieve destructie weergeeft:

$$(3.13) \quad (1 + \psi) dA_L = \rho L_A^\lambda A_L^\phi$$

De parameter ψ geeft weer in welke mate bestaande kennis veroudert als gevolg van nieuw ontwikkelde kennis, in verhouding tot de per saldo ontstane nieuwe kennis (dA_L). De hoeveelheid nieuwe kennis dA_L wordt met een factor $1/(1 + \psi)$ verlaagd als gevolg van afschrijvingen op bestaande kennis, zodat de parameter ξ uit de eerder als vergelijking (3.5) weergegeven kennisproductiefunctie een factor $1/(1 + \psi)$ lager wordt dan zonder veroudering van kennis het geval zou zijn geweest. Dat kan als volgt worden weergegeven:

$$(3.14) \quad dA_L = \frac{\rho}{1 + \psi} L_A^\lambda A_L^\phi$$

De term $\frac{\rho}{1 + \psi}$ is equivalent aan de parameter ξ uit vergelijking (3.5). Het effect van veroudering van kennis kan verder inzichtelijk worden gemaakt door vergelijking (3.14) als volgt te herschrijven:

$$(3.15) \quad dA_L = \left(1 - \frac{\psi}{1 + \psi}\right) \rho L_A^\lambda A_L^\phi$$

De term $\frac{\psi}{1+\psi}$ is hierin te interpreteren als een lineaire afschrijvingsparameter, die weergeeft dat een eenheid nieuw ontwikkelde kennis samengaat met veroudering van bestaande kennis die gelijk is aan een fractie $\frac{\psi}{1+\psi}$ van de nieuw ontwikkelde kennis. Per saldo neemt de kennisvoorraad slechts toe met een fractie gelijk aan $1 - \frac{\psi}{1+\psi}$ van de nieuw geproduceerde kennis.

Deze benadering van veroudering van kennis is goed van toepassing te achten op de wereldwijde ontwikkeling van kennis, zowel binnen de modellen van Jones (1995) en Romer (1990) als binnen het model van Young (1998). Voor individuele landen geldt echter dat de veroudering van kennis niet alleen afhankelijk is van de in eigen land nieuw ontwikkelde kennis, maar ook van de nieuw ontwikkelde kennis in het buitenland.

Porter en Stern (2000) hebben binnen een kennisproductiefunctie op eenvoudige wijze een onderscheid gemaakt tussen kennis die in het binnenland ontwikkeld is en kennis die elders in de wereld ontwikkeld is door een binnenlandse en een buitenlandse kennisvoorraad te onderscheiden binnen een kennisproductiefunctie. Hun benadering kan als volgt worden weergegeven.⁷⁵

$$(3.16) \quad dA_L = \xi L_A^\lambda A_L^\phi A_{L_{for}}^\mu$$

A_L geeft hier de binnenlandse kennisvoorraad weer, dA_L de kennisproductie in het binnenland en $A_{L_{for}}$ de buitenlandse kennisvoorraad. Voor de invloed van de binnenlandse kennisvoorraad op de binnenlandse kennisproductie is de parameter ϕ gehandhaafd. Bij de buitenlandse kennisvoorraad is de parameter opgenomen μ opgenomen, die de invloed van de buitenlandse kennisvoorraad weergeeft op de binnenlandse kennisproductie.

Porter en Stern (2000) hebben dit onderscheid tussen de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad als uitgangspunt genomen in een empirisch onderzoek ter verklaring van aantallen toegekende Amerikaanse patenten voor 16 OECD-landen over de periode 1973-1993. De ontwikkeling van kennis werd daarbij gerepresenteerd door de stroom toegekende Amerikaanse patenten, terwijl de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad werden benaderd door patentvoorraden te berekenen op basis van in het verleden toegekende Amerikaanse patenten. Deze benadering is waardevol geweest voor de verklaring van toegekende Amerikaanse patenten, maar is minder geschikt als de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling of de TFP-ontwikkeling als indicator voor kennisontwikkeling wordt gehanteerd. Dan dient bij de mutatie van de hoeveelheid kennis tevens rekening te worden gehouden met veroudering van kennis als gevolg van nieuw ontwikkelde kennis in zowel het eigen land als het buitenland. Bij de stroom toegekende Amerikaanse patenten als maatstaf voor nieuw ontwikkelde kennis speelt dit niet, omdat door veroudering van kennis namelijk geen bestaande patenten

⁷⁵ De hier gepresenteerde kennisproductiefunctie geeft het karakter weer van de door Porter en Stern (2000) gekozen vormgeving, maar de gehanteerde symbolen zijn anders. Hier zijn symbolen gekozen in het verlengde van de eerder als vergelijking (3.5) genoteerde kennisproductiefunctie.

verdwijnen. Wel vermindert de waarde van de voorraad bestaande patenten door de ontwikkeling van nieuwe kennis, waardoor het zinvol is om bij de voorraad patenten uit het verleden rekening te houden met afschrijvingen in verband met veroudering van kennis. Daar is door Porter en Stern (2000) overigens geen rekening mee gehouden (op een beperkte gevoeligheidsanalyse na). Donselaar en Segers (2006) hebben op het onderzoek van Porter en Stern (2000) voortgebouwd en daarbij systematisch rekening gehouden met afschrijvingen bij de kennisvoorraad in eigen land en het buitenland.

In de volgende paragraaf worden de onderzoeken van Porter en Stern (2000) en Donselaar en Segers (2006) verder besproken, tezamen met enkele andere empirische onderzoeken gebaseerd op kennisproductiefuncties zoals die binnen de (semi-)endogene groeitheorie zijn ontwikkeld. In al deze onderzoeken is kennis gemeten op basis van patentdata. Daarna zal in paragraaf 3.5 een empirische toetsing van de (semi-)endogene theorieën plaatsvinden met de TFP-ontwikkeling als te verklaren variabele. Dat betreft empirische schattingen op het wereldwijde niveau, omdat de (semi-)endogene groei modellen op het niveau van individuele landen niet goed geschikt zijn om rekening te houden met veroudering van kennis als gevolg van kennisontwikkeling in zowel het binnenland als het buitenland. De stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (die gerelateerd is aan de TFP; zie paragraaf 2.3.1) zal hierbij als maatstaf voor de kennisvoorraad worden gekozen. Eerder heeft Jones (2002b) voor de Verenigde Staten een kennisproductiefunctie geschat met de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling als benadering voor de kennisvoorraad. De empirische analyse in paragraaf 3.5 is hier deels door geïnspireerd. In paragraaf 3.5.1 zal nader worden ingegaan op het eerdere onderzoek van Jones (2002b).

3.4 Empirische toetsing van (semi-)endogene groei modellen op basis van patentdata

Er zijn relatief weinig empirische onderzoeken beschikbaar die de (semi-)endogene groei modellen toetsen. Een van de eerste is het in de vorige paragraaf genoemde onderzoek van Porter en Stern (2000). In een internationale panelanalyse (voor 16 OECD-landen over de periode 1973-1993) onderzoeken zij het effect van de hoeveelheid R&D-personeel en van de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad op de productie van kennis in een land. Die productie van kennis wordt gemeten op basis van het aantal toegekende patenten bij het Amerikaanse patentbureau USPTO. Het aantal toegekende Amerikaanse patenten is een indicator voor het vermogen van een land om technologieën te ontwikkelen die nieuw zijn voor de wereld. Het gaat hier dus in feite om een indicator voor nieuwe uitvindingen, die technologische grenzen verleggen voor de wereld. De binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad worden gemeten door de in het verleden toegekende Amerikaanse patenten over een lange periode te sommeren. Voor de aldus berekende binnenlandse kennisvoorraad wordt een elasticiteit gevonden in de buurt van 1, hetgeen door Porter en Stern (2000) wordt geïnterpreteerd als een bevestiging van de endogene groeitheorie van Romer (1990).

De buitenlandse kennisvoorraad heeft daarentegen een negatieve elasticiteit van ongeveer -1 in de schattingsresultaten van Porter en Stern (2000). Achter deze coëfficiënt gaan twee tegengestelde effecten schuil: een positief spillovereffect van de buitenlandse kennisvoorraad en een negatief 'raising the bar'-effect. Het laatste effect houdt in: naarmate het buitenland

een grotere kennisvoorraad heeft opgebouwd met het ontwikkelen van nieuwe technologieën voor de wereld, wordt het moeilijker voor het eigen land om daar nieuwe vindingen aan toe te voegen. De schattingsuitkomst van Porter en Stern (2000) houdt in dat het 'raising the bar'-effect hier zou overheersen. Het is niet duidelijk hoe groot het achterliggende effect van buitenlandse spillovers is.

Donselaar en Segers (2006) komen in een onderzoek dat voortbouwt op de analyse van Porter en Stern (2000) tot andere conclusies. Zij vinden een positief effect van zowel de binnenlandse als de buitenlandse kennisvoorraad op het aantal toegekende Amerikaanse patenten. De verklaring voor het verschil is een andere berekeningswijze van de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad. Porter en Stern (2000) tellen eenvoudigweg het aantal toegekende Amerikaanse patenten vanaf een bepaald startjaar (1970) bij elkaar op, terwijl Donselaar en Segers (2006) hierbij uitgaan van een accumulatiefunctie, waarbij ook rekening wordt gehouden met veroudering van kennis. Zij zijn hierbij uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet van 15% op de kennisvoorraad in het voorgaande jaar, analoog aan de wijze waarop een voorraad R&D-kapitaal veelal berekend wordt op basis van R&D-uitgaven over een reeks van jaren (zie paragraaf 4.2). Bij die berekeningswijze krijgen de reeksen voor de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad een veel gematigder verloop dan in het onderzoek van Porter en Stern (2000) het geval is. Donselaar en Segers (2006) maken bij de schattingen van de effecten van de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad verder een onderscheid tussen de G7-landen en de niet-G7-landen. Voor de niet-G7-landen vinden zij een elasticiteit van 0,26 voor de binnenlandse kennisvoorraad en een elasticiteit van 0,55 voor de buitenlandse kennisvoorraad. Voor de G7-landen zijn de geschatte elasticiteiten respectievelijk 0,56 en 0,25.

De optelsom van 0,81 van deze elasticiteiten blijft ruim onder de waarde van 1,00, waar een kritische grens ligt vanuit het perspectief van de (semi-)endogene groeitheorie. De gevonden coëfficiënten wijzen daarmee in de richting van een kennisproductiefunctie in lijn met de theorie van Jones (1995). De optelsom van 0,81 wijkt echter niet significant af van 1,00, zodat statistisch gezien geen sterke conclusies getrokken kunnen worden op dit punt. Ook is bij de empirische schattingen geen schaaffect gevonden van de omvang van de beroepsbevolking op het aantal toegekende patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. Dat zou op grond van de theorie van Jones (1995) verwacht kunnen worden bij de gevonden elasticiteiten voor de R&D-variabelen en de variabelen voor de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad in de uitgangssituatie. De optelsom van deze elasticiteiten ligt namelijk ruim boven de 1, terwijl de variabelen waar deze elasticiteiten betrekking op hebben, geschaald zijn op de omvang van de beroepsbevolking (in het geval van de kennisvoorraadvariabelen) dan wel de omvang van het bruto binnenlands product (in het geval van de R&D-variabelen). Dat zou volgens de benadering van Jones (1995) ruimte laten voor een additionele invloed van de omvang van de beroepsbevolking op het aantal toegekende patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking als gehanteerde te verklaren variabele. Dat dit schaaffect niet gevonden is, geeft aan dat de theorie van Jones (1995) hier niet eenduidig bevestigd wordt in vergelijking met die van Young (1998).

Abdih en Joutz (2005, 2006) hebben een soortgelijke analyse uitgevoerd als Porter en Stern (2000). Zij verklaren het aantal door ingezetenen van de Verenigde Staten aangevraagde Amerikaanse patenten over de periode 1953-1997. Bij de verklarende variabelen is hier geen

onderscheid gemaakt tussen de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad. De wereldwijde kennisvoorraad, gemeten op basis van wereldwijd aangevraagde Amerikaanse patenten in het verleden, wordt tezamen met de hoeveelheid onderzoekers ('scientists and engineers engaged in R&D') in de Verenigde Staten als verklarende variabele gebruikt. In tegenstelling tot Porter en Stern (2000) wordt hier bij de kennisvoorraad rekening gehouden met veroudering van kennis door een afschrijvingsvoet van 15% toe te passen op de kennisvoorraad in het voorgaande jaar, op vergelijkbare wijze als in het onderzoek van Donselaar en Segers (2006) gedaan is. Voor het effect van de wereldwijde kennisvoorraad wordt door Abdih en Joutz (2005, 2006) een elasticiteit van 1,4 gevonden. De gevonden waarde van deze elasticiteit is significant groter dan 1,0, wat sterkere spillovers in zou houden dan in het model van Romer (1990). Een aanvullende schatting waarbij in plaats van de wereldwijde kennisvoorraad de binnenlandse kennisvoorraad (in de Verenigde Staten) als verklarende variabele is opgenomen, levert een elasticiteit van 1,0 op voor de kennisvoorraadvariabele.

Ook Luintel en Khan (2005) hebben een soortgelijke analyse uitgevoerd als Porter en Stern (2000). Zij meten kennis echter op basis van triadische patenten, die gedefinieerd zijn als patenten die zowel in de Verenigde Staten, Japan als Europa zijn aangevraagd. Net als in de onderzoeken van Abdih en Joutz (2005, 2006) en Donselaar en Segers (2006) wordt met veroudering van kennis rekening gehouden door een afschrijvingsvoet van 15% toe te passen op de kennisvoorraad in het voorgaande jaar. De schattingen zijn uitgevoerd voor 19 OECD-landen over de periode 1981-2000. Er wordt een onderscheid gemaakt tussen een binnenlandse en een buitenlandse kennisvoorraad. De uitkomsten ondersteunen het model van Jones (1995). Er worden elasticiteiten van respectievelijk 0,6 en 0,3 gevonden voor de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad.⁷⁶

Bottazi en Peri (2005) hebben eveneens een analyse uitgevoerd met Amerikaanse patentdata. Zij meten kennis aan de hand van aangevraagde Amerikaanse patenten, die gewogen worden met de mate waarin de patenten in de eerste jaren na toekenning zijn geciteerd. Er wordt rekening gehouden met veroudering van kennis door een afschrijvingsvoet van 10% toe te passen op de kennisvoorraad in het voorgaande jaar. De analyse heeft betrekking op 15 OECD-landen over de periode 1972-1999. In eerste instantie wordt uitgegaan van een vergelijking waarin het aantal aangevraagde Amerikaanse patenten wordt verklaard uit de hoeveelheid R&D-personeel en de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad (gemeten op basis van aantallen aangevraagde Amerikaanse patenten in het verleden). Die vergelijking wordt echter omgezet naar een herleidevormvergelijking voor de lange termijn, waarin aan de linkerkant

⁷⁶ Binnen het onderzoek zijn diverse schattingen uitgevoerd. Bij een statische 'fixed effects'-schatting worden elasticiteiten van respectievelijk 0,60 en 0,27 gevonden voor de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad. De voorkeur van de auteurs gaat uit naar een dynamische GMM-systeem-schatting waarbij tevens rekening wordt gehouden met heterogeniteit tussen landen door bij de elasticiteiten de omvang van de hoeveelheid R&D-personeel en de omvang van de binnenlandse kennisvoorraad (per land de gemiddelde waarden over de schattingsperiode) als interactietermen op te nemen. Bij die schatting worden voor de 19 landen gemiddeld vergelijkbare uitkomsten verkregen: langetermijnelasticiteiten van respectievelijk 0,55 en 0,31 voor de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad. Voor Nederland komen deze elasticiteiten uit op 0,71 en 0,40. Hierbij kan worden opgemerkt dat de uitkomsten voor de interactie-effecten moeilijk interpreteerbaar zijn.

van de vergelijking de binnenlandse kennisvoorraad voorkomt en aan de rechterkant de hoeveelheid R&D-personeel en de buitenlandse kennisvoorraad.

Die omzetting is mogelijk bij een waarde kleiner dan 1 van de elasticiteit voor de binnenlandse kennisvoorraad in de vergelijking ter verklaring van het aantal aangevraagde Amerikaanse patenten. In dat geval heeft de (absolute) omvang het R&D-personeel in een land een eindige langetermijnvloed op het niveau van de binnenlandse kennisvoorraad, in lijn met het semi-endogene groeiemodel van Jones (1995). Bij een waarde groter dan of gelijk aan 1 van deze elasticiteit zou geen sprake zijn van een stabiele langetermijnevenwichtsrelatie tussen de omvang van het R&D-personeel en het niveau van de binnenlandse kennisvoorraad. Wordt ook het buitenland erbij betrokken en wordt rekening gehouden met een trendmatige groei van de hoeveelheid R&D-personeel wereldwijd, dan zou in die situatie een explosief verloop van de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad gelden. Uit statistische toetsen die zijn uitgevoerd door Bottazi en Peri (2005), blijkt echter dat de groei van deze kennisvoorraadvariabelen stationair is.⁷⁷ Daarmee wordt ondersteuning gevonden voor een semi-endogeen groeiprocés volgens het model van Jones (1995).

Bij de schatting van de herleidvormvergelijking als langetermijnrelatie toetsen Bottazi en Peri (2005) vervolgens op stationariteit van de residuen met een cointegratietest.⁷⁸ Cointegratie wordt bevestigd, waarmee het model van Jones (1995) verder wordt ondersteund. Voor de buitenlandse kennisvoorraadvariabele worden binnen de herleidvormvergelijking elasticiteiten gevonden variërend van 0,17 tot 0,56. Er worden geen schattingen getoond waarin de binnenlandse kennisvoorraad als afzonderlijke variabele is opgenomen, zodat geen inzicht wordt gegeven in de waarden van de elasticiteiten voor de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad binnen de kennisproductiefunctie die ten grondslag ligt aan de herleidvormvergelijking.

De bovenstaande resultaten van de vijf besproken studies geven geen eenduidig beeld van de relevantie van de verschillende op R&D gebaseerde (semi-)endogene groei modellen voor de verklaring van patentprestaties van landen. Er kunnen moeilijk heldere conclusies uit worden getrokken ten faveure van een bepaald model. Met de hierboven gepresenteerde uitkomsten is verder nog weinig gezegd over de kracht die de verschillende modellen hebben voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling. In de hierboven besproken onderzoeken zijn toegekende of aangevraagde (Amerikaanse patenten dan wel triadische) patenten verklaard, waarmee de uitkomsten niet direct vertaald kunnen worden naar het totaal van innovaties in een economie en daarmee de TFP-ontwikkeling (op nationaal niveau en via internationale spillovers van kennis op het wereldwijde niveau). Daarmee zouden de resultaten ook bij meer eenduidige uitkomsten nog maar beperkt inzicht geven in het groeiemodel dat relevant is voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling. Een kennisproductiefunctie waarin kennis direct wordt benaderd met een TFP-variabele kan meer zicht geven op de relevantie van de verschillende (semi-)endogene groei modellen voor de verklaring van de TFP-groei.

⁷⁷ Met de statistische toetsen is getoetst op een ‘eenheidswortel’ in de ontwikkeling van de betreffende groeivoeten, aan de hand van paneltoepassingen van de ‘augmented’ Dickey-Fuller-toets. Zie op dit terrein verder bijlage B6.3 bij hoofdstuk 6.

⁷⁸ Zie voor een toelichting op de cointegratiemethodiek eveneens bijlage B6.3 bij hoofdstuk 6.

Als de TFP als uitgangspunt wordt genomen, is het echter van belang om bij de ontwikkeling van de hoeveelheid kennis (gemeten op basis van de TFP-ontwikkeling) niet alleen rekening te houden met nieuwe kennisproductie als gevolg van nieuwe R&D-inspanningen, maar tegelijkertijd te corrigeren voor veroudering van kennis als gevolg van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis. Op het niveau van individuele landen is het binnen de bestaande (semi-)endogene groeimodellen niet direct mogelijk om veroudering van kennis afhankelijk te laten zijn van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis. Op het wereldwijde niveau ligt dat anders. Zoals in paragraaf 3.3 aan de orde kwam, hebben Jones en Williams (1998, 2000) duidelijk gemaakt dat men impliciet een (lineaire) afschrijvingsparameter verwerkt kan zien binnen de algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie. Die afschrijvingsparameter geeft de mate van creatieve destructie van bestaande kennis weer als gevolg van nieuw ontwikkelde kennis, van toepassing te achten op het wereldwijde niveau. Dat inzicht zal in de volgende paragraaf worden benut voor het uitvoeren van empirische schattingen op het wereldwijde niveau van (semi-)endogene groeimodellen volgens de theorieën van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998).

3.5 Empirische toetsing van de verklaringskracht van (semi-)endogene groeimodellen voor de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau

In deze paragraaf worden verschillende modellen uit de (semi-)endogene groeitheorie getoetst op hun verklaringskracht voor de TFP-ontwikkeling. Hierbij zal de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (variabele A_L , die direct gerelateerd is aan de TFP; zie paragraaf 2.3.1) als kennisvoorraadvariabele worden gebruikt. Daar de (semi-)endogene groeitheorieën vooral op het wereldwijde niveau van toepassing zijn te achten, zoals besproken is in paragraaf 3.3, vinden de schattingen in deze paragraaf op dat niveau plaats. Het wereldwijde niveau wordt hierbij gerepresenteerd door het totaal van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek in dit proefschrift op het individuele landenniveau zijn opgenomen. Variabelen voor die 20 OECD-landen worden geaggregeerd tot variabelen die totalen weergeven voor de 20 OECD-landen.⁷⁹ Hierbij zal het aantal waarnemingen beperkt zijn, omdat per variabele slechts met één tijdreeks kan worden gewerkt, in tegenstelling tot de empirische analyse op het individuele landenniveau, waar voor de 20 landen afzonderlijk tijdreeksen worden gebruikt. De empirische schattingen vinden plaats over de periode 1970-2006, net als bij de schattingen op het individuele landenniveau.

In paragraaf 3.2 zijn vier hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeimodellen besproken, waarbij aan het eind van de paragraaf een samenvattende overzichtstabel werd gepresenteerd met een vergelijking van de kernpunten van de vier hoofdstromingen. Dat samenvattende overzicht vormt een verbindende schakel naar de empirische toetsing die nu plaats zal vinden van (semi-)endogene groeimodellen volgens de onderscheiden hoofdstromingen. Binnen deze hoofdstromingen zijn er drie op R&D gebaseerd: Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998). Onderzocht zal worden voor welke van de drie op R&D gebaseerde (semi-)endogene groeimodellen de meeste empirische steun wordt verkregen bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau. De theorie van Lucas (1988) heeft betrekking op op-

⁷⁹ De databronnen zijn te vinden in bijlage B6.1 bij hoofdstuk 6. De variabelen zijn geaggregeerd voor het totaal van de 20 OECD-landen door hoeveelheden dan wel volumebedragen omgerekend via koopkrachtpariteiten bij elkaar op te tellen.

bouw van kennis via accumulatie van menselijk kapitaal. Die wordt bij de empirische schattingen buiten beschouwing gelaten vanwege de moeilijke praktische toepasbaarheid van het model van Lucas (1988). Met name de vertraging die in werkelijkheid van toepassing is bij de doorwerking van scholingsinspanningen in de arbeidsproductiviteit, is hierbij van belang. Ook wordt meegewogen dat er in de empirische literatuur nog niet veel steun is gevonden voor sterke intertemporele spillovers van kennis opgebouwd met scholing.

In paragraaf 3.3 is al vermeld dat Jones (2002b) eerder een empirische analyse op basis van een kennisproductiefunctie heeft uitgevoerd met de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling als kennisvoorraadvariabele. Op die analyse wordt deels voortgebouwd bij de empirische analyse die in deze paragraaf plaatsvindt. In paragraaf 3.5.1 zal eerst het onderzoek van Jones (2002b) worden besproken, om vervolgens richting de eigen empirische schattingen te gaan. Als eerste stap in de richting van de eigen empirische schattingen worden in paragraaf 3.5.2 de kennisproductiefuncties volgens de theorieën van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) vertaald naar vergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei. In paragraaf 3.5.3 worden deze vergelijkingen omgezet naar empirisch te schatten vergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei, waarna in paragraaf 3.5.4 de empirische schattingen volgen van deze vergelijkingen. Een beperking van deze schattingen is dat het kortetermijnschattingen zijn waarmee de TFP-groei van jaar op jaar verklaard wordt. Daarom worden in paragraaf 3.5.5 de in paragraaf 3.5.3 opgestelde vergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei omgezet naar langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling in niveaus. Met deze vergelijkingen worden de effecten op langere termijn geschat, gebaseerd op de coïntegratiebenadering. Deze methodiek maakt een vollediger en daarmee zuiverder schatting mogelijk van de coëfficiënten.⁸⁰ De empirische schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties vinden plaats in paragraaf 3.5.6. Daar kan beter dan bij de kortetermijnschattingen in paragraaf 3.5.4 beoordeeld worden welke van de onderzochte (semi-)endogene groei modellen de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau het beste kan verklaren.

In hoofdstuk 2 werd als TFP-groei uitgegaan van het residu binnen de arbeidsproductiviteitsgroei dat resulteert nadat de bijdragen van fysiek kapitaal per eenheid arbeid en bij voorkeur de groei van gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteitsgroei in mindering zijn gebracht met gebruikmaking van gewichten die de beloningsaandelen van arbeid en kapitaal in de toegevoegde waarde weergeven. Dat TFP-groebegrip volgt uit de ‘conventionele’ groeiboekhoudingsbenadering en werd gekozen in navolging van Jorgenson en Griliches (1967) (zie paragraaf 2.2.3). Omwille van de leesbaarheid wordt daar in dit hoofdstuk en volgende hoofdstukken minder zorgvuldig aan vastgehouden. Het begrip TFP-groei zal ook worden gebruikt als voor de bijdragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei van fysiek en menselijk kapitaal is gecorrigeerd met gebruikmaking van (veronderstelde of empirisch geschatte) outputelasticiteiten. Van Leeuwen en Van der Wiel (2003) maken in dit verband een onderscheid tussen de TFP berekend volgens de groeiboekhoudingsaanpak en de TFP berekend volgens de productiefunctieaanpak. In het laatste geval worden outputelasticiteiten in plaats van groeiboekhoudingsgewichten als uitgangspunt genomen voor de gewich-

⁸⁰ Zie voor een verdere toelichting op deze methodiek (coïntegratiebenadering met langetermijnevenwichtsrelaties als uitgangspunt) bijlage B6.3 bij hoofdstuk 6.

ten van kapitaal en arbeid bij de berekening van de TFP. De groeiboekhoudingsbenadering is veruit het meest van toepassing in de literatuur als over TFP wordt gesproken.

3.5.1 Eerdere analyse van Jones (2002b)

Jones (2002b) heeft een analyse uitgevoerd waarin voor de Verenigde Staten de invloed van verschillende factoren op de arbeidsproductiviteitsgroei over de periode 1950-1993 is onderzocht. Hierbij is uitgegaan van een Cobb-Douglas-productiefunctie waarin naast fysiek kapitaal rekening wordt gehouden met menselijk kapitaal. Voor de outputelasticiteit van fysiek kapitaal wordt een waarde van $1/3$ gekozen. Bij menselijk kapitaal wordt op grond van arbeidsmarktliteratuur een (vast) rendement op scholing van 7% verondersteld.⁸¹ Daarmee zou een jaar extra opleiding een direct effect op de arbeidsproductiviteit hebben van $4,67\%$ ($= 2/3 \times 7\%$, waarbij $2/3$ de veronderstelde outputelasticiteit van de factor arbeid is). Voor de verklaring van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling binnen de Cobb-Douglas-productiefunctie wordt uitgegaan van de kennisproductiefunctie uit de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995). Deze werd eerder in paragraaf 3.2.3 als volgt genoteerd (met deels eigen symbolen, maar niet voor de cruciale parameters λ en ϕ):

$$(3.17) \quad dA_L = \xi L_A^\lambda A_L^\phi$$

In de empirische analyse wordt de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in de Verenigde Staten over de periode 1950-1993 verklaard op basis van een kennisproductiefunctie met de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in de Verenigde Staten (in het voorgaande jaar) en het aantal 'scientists and engineers engaged in R&D' (als maatstaf voor de hoeveelheid R&D-personeel) in de G5-landen (Duitsland, Frankrijk, Japan, het Verenigd Koninkrijk en de Verenigde Staten; eveneens in het voorgaande jaar) als verklarende variabelen opgenomen.⁸² Door de hoeveelheid R&D-personeel in meerdere landen als verklarende factor te beschouwen, wordt er rekening mee gehouden dat de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in de Verenigde Staten niet alleen afhankelijk is van R&D-inspanningen in de Verenigde Staten, maar van de R&D-inspanningen die wereldwijd plaatsvinden. Die wereldwijde R&D-inspanningen worden voor een groot deel gerepresenteerd door de R&D-inspanningen in de G5-landen. Via de algemene productiviteitsparameter binnen de kennisproductiefunctie wordt dan ook voor een belangrijk deel rekening gehouden met veroudering van kennis als gevolg van nieuwe kennisontwikkeling wereldwijd (zie paragraaf 3.3). De intertemporele spillovers van kennis worden echter beperkter gemeten, omdat de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in het voorgaande jaar in de

⁸¹ In de literatuur wordt veel uitgegaan van een dergelijk semi-logaritmisch effect van scholing (zie bijvoorbeeld Romer (2001, blz. 133-135), Jones (2002a, blz. 54-63) en Cohen en Soto (2007)). In paragraaf 2.3.1 zijn echter onderzoeken van Psacharopoulos (1994), Psacharopoulos en Patrinos (2004) en Bils en Klenow (2000) besproken die aangeven dat het rendement van scholing sterk negatief afhankelijk lijkt te zijn van het scholingsniveau in de uitgangssituatie. Op grond van die onderzoeken lijkt een logaritmisch effect van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteit realistischer dan een semi-logaritmisch effect.

⁸² Jones (2002b) noteert een relatie met de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in jaar $t+1$ aan de linkerkant van de vergelijking en het aantal R&D-werkers en de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in jaar t aan de rechterkant. Hij licht dat toe als een discretetijdversie van de achterliggende continue kennisproductiefunctie.

Verenigde Staten als spillovervariabele is opgenomen. Daarmee blijven intertemporele spillovers uit het buitenland buiten beschouwing.

Overigens spreekt Jones (2002b) in zijn analyse over multifactorproductiviteitsgroei, ofwel TFP-groei, in plaats van over arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Hij geeft echter aan dat daarmee arbeidsbesparende technologische ontwikkeling wordt bedoeld. Binnen de gepresenteerde Cobb-Douglas-productiefunctie is een schaalterm opgenomen die als TFP kan worden geïnterpreteerd. Die schaalterm is als volgt genoteerd binnen de productiefunctie: A^σ . Jones (2002b, blz. 228) merkt op dat de parameter σ niet geïdentificeerd kan worden, omdat ideeën/kennis niet direct waargenomen worden. Hij kiest voor een ‘normalisatie’ waarbij σ de waarde $2/3$ krijgt, wat de veronderstelde outputelasticiteit van arbeid is. Daarmee wordt de variabele A gemeten in ‘eenheden van Harrod-neutrale productiviteit’, wat inhoudt dat deze de stand van arbeidsbesparende technologische ontwikkeling weergeeft (zie paragraaf 2.3.1). De variabele A wordt door Jones (2002b) als maatstaf voor de kennisvoorraad gebruikt binnen de kennisproductiefunctie. Dat is ook de variabele die Jones (2002b) aanduidt als maatstaf voor ‘multifactorproductiviteit’.

De kennisproductiefunctie wordt op zodanige wijze omgezet door Jones (2002b) dat de intertemporele spilloverparameter ϕ niet apart geschat wordt, maar opgenomen is binnen een parameter γ die de term $\frac{\lambda}{1-\phi}$ weergeeft. Die term drukt de langetermijnelasticiteit uit voor het effect

van de groei van de hoeveelheid R&D-personeel uit op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (zie paragraaf 3.2.3). Hierbij is λ de schaalparameter voor het directe effect van de groei van de hoeveelheid R&D-personeel, terwijl ϕ als intertemporele spilloverparameter het langetermijneffect bepaalt. Naast de samengestelde parameter γ wordt λ als afzonderlijke parameter geschat door Jones (2002b). Er worden schattingen gepresenteerd voor twee typen specificaties:

- de niet-lineaire relatie zoals die direct na de omzetting van de kennisproductiefunctie is gevolgd;
- een gelineariseerde (logaritmische) relatie die van toepassing is rond een langetermijnevenwichtspad met constante groeivoeten van de hoeveelheid R&D-personeel en de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling.

De uitkomsten van deze twee schattingsvarianten verschillen slechts weinig. Hier worden de uitkomsten gerapporteerd die bij de directe schatting van de niet-lineaire relatie zijn verkregen.

Die schattingen leveren waarden van respectievelijk 4,997 en 0,292 op voor de parameters λ en γ . De gevonden waarde voor λ is implausibel hoog, wat Jones (2002b) verklaart uit een verstoring effect van de conjuncturele ontwikkeling. Zowel R&D als de productiviteitsgroei zou positief samenhangen met de conjuncturele ontwikkeling. In verdere schattingen prikt Jones (2002b) de waarde van λ vast op waarden variërend van 0,25 tot 1,00, wat schattingen voor de parameter γ oplevert variërend van 0,083 (bij een waarde van 0,25 voor λ) tot 0,191 (bij een waarde van 1,00 voor λ). Jones (2002b) geeft niet de waarden die hieruit volgen voor de intertemporele spilloverparameter ϕ . Uit de definitie $\gamma = \lambda/(1-\phi)$ is af te leiden dat dit waarden van respectievelijk $-2,012$ en $-4,236$ impliceert voor ϕ . Deze waarden komen implausibel over. Een negatieve waarde voor ϕ is theoretisch mogelijk (het negatieve ‘fishing

out'-effect is dan groter dan het positieve 'standing on shoulders'-effect; zie paragraaf 3.2.3), maar de negatieve waarden die hier volgen lijken onrealistisch groot.

Een vraag is vervolgens hoe deze sterk negatieve waarden voor ϕ waarden statistisch gezien consistent kunnen zijn met de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling over de schattingsperiode 1950-1993 in de Verenigde Staten. Een verklaring zou kunnen zijn dat de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling onderschat wordt met de door Jones (2002b) gehanteerde kennisvoorraadvariabele. In zijn analyse heeft de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling betrekking op de totale factor arbeid, inclusief menselijk kapitaal. Mankiw, Romer en Weil (1992) geven de indruk dat deze alleen betrekking zou hebben op arbeid in fysieke zin en daarmee op ruwe arbeid, zoals in vergelijking (2.18) in paragraaf 2.3.1 is te zien:

$$(3.18) \quad Y = K^\alpha HC^\beta (A_L L)^{1-\alpha-\beta}$$

In deze vergelijking wordt de TFP weergegeven door $A_L^{1-\alpha-\beta}$. Hierin geeft α de outputelasticiteit van fysiek kapitaal weer en β de outputelasticiteit van menselijk kapitaal, waarmee $1-\alpha-\beta$ als outputelasticiteit van arbeid in fysieke zin overblijft. Dit verschilt van de benadering van Jones (2002b), waarin de TFP binnen de Cobb-Douglas-productiefunctie wordt opgevat als $A_L^{1-\alpha}$ door voor de parameter σ de outputelasticiteit van de totale factor arbeid in te vullen, die gelijk is aan $1-\alpha$. Uitgaande van een waarde van $1/3$ (ofwel: $3/9$) voor de outputelasticiteit van fysiek kapitaal en een waarde van $4/9$ voor de outputelasticiteit van menselijk kapitaal (zie paragraaf 2.3.1 voor de onderbouwing), volgt voor de TFP-term dat deze gelijk zou zijn aan $A_L^{2/9}$, in plaats van $A_L^{2/3}$ zoals in de analyse van Jones (2002b). Omgekeerd volgt hieruit voor de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in relatie tot de TFP: $A_L = \text{TFP}^{9/2}$, terwijl volgens de benadering van Jones (2002b) zou gelden: $A_L = \text{TFP}^{3/2}$. Vertaald naar groeivoeten betekent dit dat de arbeidsbesparende ontwikkeling $4\frac{1}{2}$ maal zo hoog zou zijn als de TFP-ontwikkeling in plaats van $1\frac{1}{2}$ maal zo hoog, wat in de analyse van Jones (2002b) besloten ligt. Als deze benadering was gevolgd binnen de schattingen van Jones (2002b), zou de parameter γ (dat wil zeggen: $\frac{\lambda}{1-\phi}$) drie keer zo hoog zijn geschat. Bij een (vastgeprikte) waarde van 1 voor λ zou γ dan op 0,573 uitgekomen zijn in plaats van op 0,191. Voor ϕ zou dan niettemin nog een negatieve waarde volgen van $-0,745$. Bij een (vastgeprikte) waarde voor λ van 0,25 zou de waarde van ϕ ook nog niet positief zijn geweest, namelijk $-0,004$.

De analyse van Jones (2002b) biedt een goede uitgangspositie om op voort te bouwen bij de empirische schattingen op het wereldwijde niveau die in deze paragraaf plaats zullen vinden. De TFP zal daarbij net als bij Jones (2002b) op een eenvoudige/globale wijze in relatie worden gebracht tot de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Afwijkend van Jones (2002b) zal daarbij als relatie echter worden uitgegaan van: $\text{TFP} = A_L^{2/9}$. Vooruitlopend op de empirische schattingen kan alvast vermeld worden dat de kortetermijnschattingen ter verklaring van de TFP-groei tamelijk diffuse resultaten opleveren, waarbij parallellen te trekken zijn met de uitkomsten van Jones (2002b). De schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van het TFP-niveau leveren daarentegen goed bruikbare statistische resultaten

op. Bij de schattingen op basis van de theorie van Jones (1995) worden daarbij ook plausible resultaten gevonden voor de twee cruciale parameters λ en ϕ uit de kennisproductiefunctie van Jones. In het onderzoek van Jones (2002b) worden geen langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus geschat. Ten opzichte van de analyse van Jones (2002b) wordt op dit punt een vernieuwing toegepast die belangrijke consequenties heeft voor de bruikbaarheid van de resultaten en daarmee ook voor de toetsing van de verschillende varianten van de op R&D-gebaseerde (semi-)endogene groeimodellen.

3.5.2 Van kennisproductiefuncties naar vergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei

Als startpunt wordt de kennisproductiefunctie van Jones (1995) gehanteerd, die in paragraaf 3.2.3 is weergegeven als vergelijking (3.5):

$$(3.19) \quad dA_L = \xi L_A^\lambda A_L^\phi$$

Deze continue functie kan als volgt worden aangepast tot een vergelijking met discrete tijdseenheden in jaren:

$$(3.20) \quad \Delta A_{L_t} = \xi L_{A_{t-1}}^\lambda A_{L_{t-1}}^\phi$$

De term aan de linkerkant van de vergelijking geeft de absolute mutatie van de kennisvoorraad weer tussen jaar t en jaar $t-1$. Aan de rechterkant van de vergelijking zijn de kennisvoorraad in de uitgangssituatie en de hoeveelheid R&D-personeel beide met een jaar vertraging opgenomen, in lijn met de methode die Jones (2002b) op dit punt heeft gevolgd.⁸³ Op die manier wordt een intertemporeel effect van de kennisvoorraad in de uitgangssituatie op de ontwikkeling van nieuwe kennis in beeld gebracht en daarnaast een vertraagd effect van de R&D-inspanningen. Aan de linkerkant verschijnt de groeivoet van A_L als de vergelijking als volgt wordt herschreven:

$$(3.21) \quad \frac{\Delta A_{L_t}}{A_{L_{t-1}}} = \xi L_{A_{t-1}}^\lambda A_{L_{t-1}}^{\phi-1}$$

Bij een waarde kleiner dan 1 van de elasticiteit ϕ is de theorie van Jones (1995) van toepassing. Bij een waarde van 1 voor deze elasticiteit en daarnaast een waarde van 1 voor de schaalparameter λ geldt de theorie van Romer (1990). Dan ziet de vergelijking er als volgt uit:

⁸³ Zie voetnoot 82. Jones (2002b) gaat aan de linkerkant van de relatie uit van de mutatie in jaar $t+1$ ten opzichte van jaar t (wat als een mutatie in jaar $t+1$ wordt gepresenteerd) en aan de rechterkant van niveaus in jaar t . Hier wordt voor een traditionele benadering gekozen door de mutatie betrekking te laten hebben op jaar t . Daaraan gerelateerd zijn de niveauvariabelen aan de rechterkant van de vergelijking met een jaar vertraging opgenomen. De R&D-variabele zou ook onvertraagd kunnen worden opgenomen. Er is voor gekozen om Jones (2002b) te volgen met het opnemen van een jaar vertraging bij deze variabele ten opzichte van de te verklaren variabele, wat de vergelijkbaarheid met zijn schattingen vergroot.

$$(3.22) \quad \frac{\Delta A_{L_t}}{A_{L_{t-1}}} = \xi L_{A_{t-1}}$$

Op basis van de theorie van Young (1998) kan de volgende vergelijking worden opgesteld:

$$(3.23) \quad \frac{\Delta A_{L_t}}{A_{L_{t-1}}} = \xi \frac{L_{A_{t-1}}}{L_{B_{t-1}}} + \theta \frac{\Delta L_{B_t}}{L_{B_{t-1}}}$$

Binnen het onderzoek van Young (1998) wordt geen kennisproductiefunctie vergelijkbaar met die van Romer (1990) en Young (1998) gepresenteerd. Bovenstaande weergave is gebaseerd op de modellering die Jones (1999) gebruikt in zijn vergelijkende analyse van de op R&D gebaseerde benaderingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie. De hoeveelheid R&D-personeel is hier, in tegenstelling tot vergelijking (3.22) op basis van de theorie van Romer (1990), uitgedrukt in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. Deze R&D-variabele geeft, uitgaande van de theorie van Young (1998), R&D uitgevoerd in de verticale dimensie weer, die gericht is op kwaliteitsverbeteringen van producten. Net als in vergelijking (3.22) is hier geen vrij te schatten parameter λ opgenomen in de macht van de R&D-term. De theorie van Young (1998) geeft niet aan dat hier sprake zou zijn van een waarde kleiner dan 1 voor die parameter.⁸⁴ Vandaar dat deze impliciet op 1 is gesteld in vergelijking (3.23).

Naast kwaliteitsverbeteringen als gevolg van R&D houdt Young (1998) buiten de kennisproductiefunctie om rekening met een direct effect van het aantal productvariëteiten op het productiviteitsniveau. Zoals in paragraaf 3.2.4 is aangegeven, is de gedachte hierbij dat een toenemend aantal productvariëteiten de keuzemogelijkheden en daardoor substitutiemogelijkheden voor bedrijven tussen verschillende intermediaire goederen vergroot. Via dat kanaal zou een groeiende omvang van de beroepsbevolking een positieve invloed op de productiviteitsgroei hebben, aangezien Young (1998) uitgaat van een lineaire relatie tussen het aantal productvariëteiten en de omvang van de beroepsbevolking (via R&D uitgevoerd in de horizontale dimensie, bij een gegeven omvang van de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking). Vanuit die achtergrond is de groei van de beroepsbevolking als additionele verklarende variabele toegevoegd in vergelijking (3.23).

Hierboven zijn vergelijkingen gepresenteerd waarin de kennisvoorraad is gerepresenteerd door de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling, weergegeven door de variabele A_L . Om tot vergelijkingen te komen ter verklaring van de TFP-groei, wordt de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling vervolgens omgezet naar een variabele die betrekking heeft op de TFP. Hiervoor kan een productiefunctie worden gebruikt in lijn met het onderzoek van Mankiw, Romer en Weil (1992) (vergelijking (2.18) uit paragraaf 2.3.1):

$$(3.24) \quad Y = K_D^\alpha H C^\beta (A_L L)^{1-\alpha-\beta}$$

⁸⁴ Volgens de vergelijkingen gepresenteerd door Young (1998) zouden de R&D-kosten evenredig toenemen met de kwaliteitsverbeteringen van producten die met de R&D worden beoogd.

In tegenstelling tot de vergelijking uit het onderzoek van Mankiw, Romer en Weil (1992) is hier bij fysiek kapitaal uitgegaan van het begrip kapitaaldiensten (K_D) in plaats van de voorraad kapitaal. Dit begrip is afkomstig uit groeiboekhoudingsanalyses, maar is ook van toepassing te achten binnen een directe productiefunctiebenadering. Op deze wijze wordt rekening gehouden met veranderende gemiddelde gebruikskosten per eenheid kapitaal. Er mag een groter productiviteitseffect per eenheid kapitaal worden verwacht naarmate de gebruikskosten per eenheid kapitaal hoger zijn (zie verder paragraaf 2.2.3).

Binnen vergelijking (3.24) wordt de TFP gerepresenteerd door $A_L^{1-\alpha-\beta}$. Bij volledig vrije mededinging en winstmaximalisatie door ondernemers zouden de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen de toegevoegde waarde overeenkomen met de elasticiteiten α en β in vergelijking (3.24), zo leert de groeiboekhoudingsbenadering (zie de paragrafen 2.2.2 en 2.3.1). Bij de hier gehanteerde Cobb-Douglas-vergelijking zou het gaan om vaste beloningsaandelen van fysiek en menselijk kapitaal, overeenkomstig de vaste outputelasticiteiten van deze productiefactoren in vergelijking (3.24). Vanuit de groeiboekhoudingsbenadering zou dan volgen dat de TFP gelijk is aan $A_L^{1-\alpha-\beta}$. Voor A_L betekent dit:

$$(3.25) \quad A_L = TFP^{\frac{1}{1-\alpha-\beta}}$$

In groeivoeten uitgedrukt geldt dan bij benadering (uitgaande van kleine veranderingen):

$$(3.26) \quad \frac{\Delta A_{L_t}}{A_{L_{t-1}}} = \frac{1}{1-\alpha-\beta} \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}}$$

Omwille van de eenvoud zien we hier verder af van verschillen tussen de waarden van de elasticiteiten α en β en de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen de toegevoegde waarde. Anders gezegd: de TFP wordt hier als $A_L^{1-\alpha-\beta}$ geïnterpreteerd binnen de Cobb-Douglas-productiefunctie weergegeven door vergelijking (3.24).

Door de relaties (3.25) en (3.26) te substitueren in vergelijking (3.21), wordt de volgende relatie voor de TFP-groei verkregen:

$$(3.27) \quad \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}} = (1-\alpha-\beta) \xi L_{A_{t-1}}^\lambda TFP_{t-1}^{\frac{\phi-1}{1-\alpha-\beta}}$$

Deze relatie voor de TFP-groei zou van toepassing zijn binnen het semi-endogene groeimodel van Jones (1995). Uitgaande van het model van Romer (1990), met de waarden van ϕ en λ op 1 gesteld, ziet de vergelijking er als volgt uit:

$$(3.28) \quad \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}} = (1-\alpha-\beta) \xi L_{A_{t-1}}$$

Uitgaande van de theorie van Young (1998) is door substitutie van relatie (3.26) in vergelijking (3.23) als vergelijking voor de TFP-groei op te stellen:

$$(3.29) \quad \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}} = (1 - \alpha - \beta) \left(\xi \frac{L_{A,t-1}}{L_{B,t-1}} + \theta \frac{L_{B_t} - L_{B,t-1}}{L_{B,t-1}} \right)$$

3.5.3 Naar empirisch te schatten vergelijkingen voor de TFP-groei

De vergelijkingen (3.27), (3.28) en (3.29) kunnen direct worden geschat als eerst een tijdreeks voor de TFP-groei wordt gemaakt onder bepaalde veronderstellingen. Dat kan door de groei van de toegevoegde waarde te corrigeren voor de bijdragen van de groei van fysiek en menselijk kapitaal aan de groei van de toegevoegde waarde, uitgaande van vooraf te bepalen elasticiteiten voor fysiek en menselijk kapitaal binnen de productiefunctie. De vergelijkingen kunnen ook indirect worden geschat door deze op te nemen binnen vergelijkingen ter verklaring van de groei van de arbeidsproductiviteit, of, vergelijkbaar hiermee, ter verklaring van de groei van de toegevoegde waarde. In dat geval worden de elasticiteiten voor fysiek en menselijk kapitaal empirisch geschat. Hier zal voor de directe benadering worden gekozen. Daarmee wordt voorkomen dat de schattingsresultaten vertekend worden door implausibele schattingsuitkomsten voor de elasticiteiten voor fysiek en menselijk kapitaal.

Het van tevoren samenstellen van een reeks voor de TFP-ontwikkeling kan op basis van onderstaande relaties ter benadering van de TFP:

$$(3.30) \quad TFP = \frac{Y}{K_D^\alpha HC^\beta L^{1-\alpha-\beta}}$$

$$(3.31) \quad TFP = \frac{Y/L}{(K_D/L)^\alpha (HC/L)^\beta}$$

Relatie (3.30), waarin de TFP in relatie tot de toegevoegde waarde is uitgedrukt, volgt uit vergelijking (3.24). Equivalent hieraan is relatie (3.31), waarin een relatie tussen de TFP en de arbeidsproductiviteit is weergegeven. Voor de coëfficiënten α en β kan in de relaties (3.30) en (3.31) worden uitgegaan van de waarden 1/3 en 4/9 die eerder zijn onderbouwd als globale gewichten van de aandelen van kapitaalinkomen en arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen de toegevoegde waarde (zie paragraaf 2.3.1; reeds gememoreerd in paragraaf 3.5.1).

Op bovenstaande wijze wordt de TFP benaderd voor de drie te schatten vergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei, waarvoor de vergelijkingen (3.27), (3.28) en (3.29) als uitgangspunt worden genomen. Binnen vergelijking (3.27) komt naast de TFP-groei aan de linkerkant van de vergelijking het TFP-niveau voor als terugkoppelingsterm aan de rechterkant van de vergelijking. Dat TFP-niveau zal worden geschaald op de omvang ervan in 2005. Met andere woorden, er wordt voor een indexcijfer gekozen, met de waarde 1 in 2005.

Bij fysiek kapitaal gaat theoretisch de voorkeur uit naar een variabele voor kapitaaldiensten. Daarom is in vergelijking (3.24) (en afgeleid daarvan in de relaties (3.30) en (3.31)) voor kapitaalinput de hoeveelheid kapitaaldiensten opgenomen in plaats van de kapitaalvoorraad. De

laatste jaren zijn data over kapitaaldiensten beschikbaar gekomen voor een groot aantal landen en over een lange periode. De EU KLEMS Database bevat gegevens over kapitaaldiensten vanaf 1970 voor een groot aantal landen. Al eerder, in 2006, zijn deze data beschikbaar gekomen in de Economic Outlook Database van de OECD (OECD, 2008a). Ook zijn ze over een kortere periode (vanaf 1984) te vinden in de Productivity Database van de OECD. Van deze data over kapitaaldiensten is gebruikgemaakt bij de empirische schattingen, zowel bij de schattingen op het wereldwijde niveau die in deze paragraaf besproken worden als bij de schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in hoofdstuk 7. Daarbij zijn de data uit de EU KLEMS Database als basis gekozen, die voor ontbrekende jaren/landen zijn gecombineerd met data van de OECD (uit de Productivity Database en de Economic Outlook Database).

Gebleken is dat de kapitaaldienstendata tot duidelijk minder goede schattingsresultaten leiden dan de traditionele kapitaalvoorraaddata, die beschikbaar zijn in de AMECO Database van de Europese Commissie. Dit is met name het geval bij de schattingen op het individuele landenniveau, maar ook bij de schattingen op het wereldwijde niveau maakt het vrij veel verschil of voor kapitaalinput van de kapitaaldienstendata of van de traditionele kapitaalvoorraaddata wordt uitgegaan. Over het geheel genomen worden beter te interpreteren resultaten verkregen bij de schattingen met de kapitaalvoorraad als kapitaalinputvariabele. Bij de hiernavolgende schattingen op het wereldwijde niveau (in de paragrafen 3.5.4 en 3.5.6) worden beide varianten getoond: schattingen met kapitaaldiensten en schattingen met de kapitaalvoorraad als variabele voor kapitaal. Na afloop van deze schattingen volgt (in paragraaf 3.5.6) een nadere beschouwing over de verschillende resultaten die bij de twee maatstaven voor kapitaal worden verkregen.

De vergelijkingen worden geschat over de periode 1970-2006. De TFP-variabele heeft betrekking op de totale economie, inclusief de overheid. De voorkeur zou hier gegeven kunnen worden aan het bedrijfsleven, omdat de productiviteitsontwikkeling bij de overheid moeilijk meetbaar is (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2008) en daar ook de neoklassieke veronderstelling van winstmaximerende (en concurrerende) ondernemers niet van toepassing is. In de gebruikte databronnen zijn data over de hoeveelheid kapitaal (kapitaaldiensten en voorraad kapitaal) in de totale bedrijvensector echter onvoldoende beschikbaar voor de 20 OECD-landen waarvoor data verzameld zijn. Voor de hoeveelheid R&D-personeel zal als benadering worden uitgegaan van de reële R&D-uitgaven, omdat voor de hoeveelheid R&D-personeel niet voldoende data beschikbaar zijn voor deze schattingsperiode. In lijn met Coe en Helpman (1995) is een R&D-deflator gehanteerd waarbij de prijsontwikkeling van R&D voor de helft wordt bepaald door de algemene loonontwikkeling en voor de andere helft door de prijs van de binnenlandse afzet (zie verder paragraaf B6.2.2 in bijlage B6.2 bij hoofdstuk 6). Bij de schattingen worden de R&D-uitgaven uitgedrukt in biljoenen Amerikaanse dollars, berekend via koopkrachtpariteiten en uitgaande van prijzen in 2005. Om een indicatie te geven van de orde van grootte van de omvang van de R&D-uitgaven: in 2005 bedroegen de totale R&D-uitgaven in de 20 OECD-landen die bij deze schattingen de wereld representeren 0,72 biljoen Amerikaanse dollars. De omvang van de beroepsbevolking in de vergelijking op basis van Young (1998) is uitgedrukt in miljarden personen. In 2005 bedroeg de totale omvang van de beroepsbevolking in de 20 OECD-landen 0,43 miljard personen.

In alle vergelijkingen is naast de eerder weergegeven variabelen ook een constante term opgenomen. Die constante term representeert trendmatige exogene invloeden op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling die niet worden verklaard door de R&D-variabele. Daarnaast wordt een conjunctuurterm *CON* opgenomen, omdat de TFP-groei van jaar op jaar ook sterk wordt beïnvloed door de conjuncturele ontwikkeling. De inzet van de productiefactoren is op korte termijn beperkt flexibel, waardoor conjuncturele fluctuaties sterker doorwerken in de omvang van de toegevoegde waarde dan in de inzet van productiefactoren. Om de schattingsresultaten niet te laten vertroebelen door kortetermijnfluctuaties in de TFP-groei als gevolg van conjuncturele invloeden, wordt hiermee rekening gehouden bij de empirische schattingen. De stand van de conjunctuur wordt hier gemeten door de feitelijke waarde van de toegevoegde waarde in verhouding te plaatsen tot een trendmatige waarde. Die trendmatige waarde is berekend met een Hodrick-Prescott-filter (toegepast op het individuele landenniveau) (Hodrick en Prescott, 1981, 1997).⁸⁵ Met de conjuncturele invloed wordt ook rekening gehouden bij de één jaar vertraagde invloed van de TFP in de vergelijking op basis van de theorie van Jones (1995). Daar zal een correctie worden aangebracht voor de invloed van de conjunctuur, waarvoor dezelfde elasticiteit van toepassing wordt geacht als voor de hierboven besproken invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de TFP-groei.

De relaties worden zodanig geschat dat de binnen de (semi-)endogene groeitheorie relevante parameters direct zichtbaar worden. Daarvan is de parameter ϕ in vergelijking (3.27) de belangrijkste, maar ook de parameters λ (in vergelijking (3.27)) en ζ (in alle drie de vergelijkingen (3.27), (3.28) en (3.29)) behoren hiertoe. De te schatten parameters worden hierbij weergegeven met de symbolen $c(1)$, $c(2)$, $c(3)$ en zo verder. De te schatten vergelijkingen zien er als volgt uit (waarbij de variabele *RD* staat voor de reële R&D-uitgaven):

$$(3.32) \quad \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}} = \frac{2}{9} \left(c(1) + c(2) RD_{t-1}^{c(3)} \times \left(TFP_{t-1} CON_{t-1}^{-c(5)} \right)^{\frac{c(4)-1}{2/9}} \right) + c(5) \frac{\Delta CON_t}{CON_{t-1}} \quad \text{[‘Jones’]}$$

$$(3.33) \quad \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}} = \frac{2}{9} (c(1) + c(2) RD_{t-1}) + c(5) \frac{\Delta CON_t}{CON_{t-1}} \quad \text{[‘Romer’]}$$

$$(3.34) \quad \frac{\Delta TFP_t}{TFP_{t-1}} = \frac{2}{9} \left(c(1) + c(2) \left(\frac{RD}{L_B} \right)_{t-1} \right) + c(6) \frac{\Delta L_{B_t}}{L_{B_{t-1}}} + c(5) \frac{\Delta CON_t}{CON_{t-1}} \quad \text{[‘Young’]}$$

De waarde $2/9$ geeft hierin de verbinding weer tussen de TFP-ontwikkeling en de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling via de factor $1-\alpha-\beta$ uit de vergelijkingen (3.27)-(3.29). Voor α en β zijn hier de globale waarden van respectievelijk $1/3$ en $4/9$ ingevuld. De constante term ($c(1)$) wordt net als de R&D-termen in de vergelijkingen voorvermenigvuldigd met de factor $2/9$. Op die wijze brengt de constante term direct in beeld hoe groot de arbeidsbespa-

⁸⁵ Het Hodrick-Prescott-filter is toegepast op reeksen voor het volume van de toegevoegde waarde (in prijzen van 2005, berekend via koopkrachtpariteiten) voor de 20 afzonderlijke landen over de periode 1969-2006. Voor de parameter λ , die de vloeidigheid van het verloop van de trendmatige waarden bepaalt, is de standaardwaarde van 100 gekozen.

rende technologische ontwikkeling is die niet door de R&D-variabelen wordt verklaard. Binnen de te schatten modellen representeert de coëfficiënt $c(1)$ daarmee de exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. De conjuncturele ontwikkeling wordt opgevat als een factor die niet de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling beïnvloedt (bij gegeven R&D-inspanningen), maar van invloed is op de TFP-groei die bereikt wordt bij een gegeven arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Daarom wordt de conjuncturele ontwikkeling niet voorvermenigvuldigd met de factor $2/9$.

Vergelijkingen (3.32) en (3.33), die betrekking hebben op de theorieën van Romer (1990) en Young (1998), zijn relatief eenvoudig te schatten. Vergelijking (3.34) is ingewikkelder voor empirische schattingen, omdat hier niet-lineaire coëfficiënten in voorkomen. Met een niet-lineaire iteratieve schattingstechniek kunnen de coëfficiënten echter toch wel direct worden geschat. De uitkomsten blijken daarbij gevoelig te zijn voor de startwaarden voor de parameters bij het iteratieve proces. Bij de schattingen die in de volgende subparagraaf worden gepresenteerd voor vergelijking (3.34) zijn waarden van 0 als startwaarden gekozen.

3.5.4 Empirische schattingen ter verklaring van de TFP-groei

De tabellen 3.2 en 3.3 geven de resultaten weer van de uitgevoerde schattingen ter verklaring van de TFP-groei. In tabel 3.2 wordt bij de berekening van de TFP-groei als maatstaf voor kapitaal uitgegaan van kapitaaldiensten, in tabel 3.3 is dat de kapitaalvoorraad. Opvallend is dat bij geen van de modellen een significante invloed van R&D (af te meten aan $c(2)$) wordt gevonden als tegelijkertijd via de constante term ($c(1)$) rekening wordt gehouden met exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. In enkele gevallen is de gevonden coëfficiënt voor de algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie ($c(2)$) negatief, wat niet overeenkomt met de theorie. Hetzelfde geldt voor de significante negatieve coëfficiënten die voor de groei van de omvang van de beroepsbevolking worden gevonden bij de schattingen op basis van de theorie van Young (1998).

Door de constante term vast te prikken op 0,00 kan worden nagegaan welke verklaringskracht de R&D-variabelen hebben voor de TFP-groei als de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling geheel wordt gerelateerd aan R&D en in het geval van de schattingen op basis van de theorie van Young (1998) mede aan de groei van de omvang van de beroepsbevolking. Dan blijkt de algemene productiviteitsparameter bij alle schattingen een sterk significant positief effect op te leveren, met uitzondering van de schatting op basis van de theorie van Jones (1995) als wordt uitgegaan van kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal. In het laatste geval komt de t -waarde voor $c(2)$ uit op 1,60.⁸⁶ De schattingen op basis van de theorie van Jones (1995) leveren de hoogste verklaringskracht (R^2) op voor het totaal aan variabelen, terwijl de schattingen op basis van de theorie van Romer (1990) de laagste verklaringskracht hebben.

Binnen de schattingen op basis van de theorie van Young (1998) komt geen significant effect naar voren van de groei van de omvang van de beroepsbevolking. De schattingen op basis van de theorie van Jones (1995) leiden tot moeilijk interpreteerbare resultaten bij de schaalparameter ($c(3)$) en de intertemporele spilloverparameter ($c(4)$). Voor de schaalparameter worden

⁸⁶ Voor significantie op 5%-niveau geldt bij het aantal vrijheidsgraden van 33 in de betreffende schatting een kritische waarde van 1,69 voor de t -waarde, uitgaande van een eenzijdige toets (zie bijvoorbeeld Stockburger, 1998).

Tabel 3.2 Schattingsresultaten voor de verklaring van de TFP-groei op het wereldwijde niveau (gerepresenteerd door het totaal van 20 OECD-landen) vanuit de (semi-)endogene groeitheorie; **kapitaaldiensten** als maatstaf voor de inzet van kapitaal bij de berekening van de TFP-groei*

Coëfficiënten met aanduiding van betekenis		Vergelijkingen (te verklaren variabele: groeivoet van TFP)					
		(3.32) ‘Jones’		(3.33) ‘Romer’		(3.34) ‘Young’	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
c(1)	Constance (representeert exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling)	0,02 (3,53)	0,00 (-)	0,02 (1,10)	0,00 (-)	0,04 (1,57)	0,00 (-)
c(2)	Algemene productiviteitsparameter voor de ontwikkeling van kennis in de kennisproductiefunctie	0,24 (0,53)	0,10 (1,60)	0,01 (0,41)	0,05 (6,78)	0,001 (0,08)	0,02 (4,34)
c(3)	Schaalparameter van de R&D-variabele in de kennisproductiefunctie	19,28 (2,14)	5,72 (2,72)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(4)	Intertemporele spilloverparameter binnen de kennisproductiefunctie van de kennisvoorraad in de voorgaande periode	-11,03 (-2,16)	-2,42 (-1,96)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(5)	Elasticiteit voor de invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de TFP-groei	0,51 (9,48)	0,51 (10,74)	0,52 (9,56)	0,52 (9,95)	0,55 (8,49)	0,53 (9,60)
c(6)	Elasticiteit voor de invloed van de groei van de beroepsbevolking op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling	-	-	-	-	-1,37 (-2,09)	-0,61 (-1,04)
R ²		0,792	0,780	0,712	0,692	0,741	0,722
Gecorrigeerde R ²		0,766	0,760	0,695	0,683	0,717	0,705
Durbin-Watson (D.W.)		1,68	1,69	1,38	1,30	1,35	1,32
Schattingsperiode		1970-2006					
⇒ Aantal waarnemingen		37					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

waarden ver boven de 1 gevonden, die samengaan met negatieve waarden voor de intertemporele spilloverparameter, die in tabel 3.2 zelfs op -2,42 uitkomt. Binnen de schattingen van de tabellen 3.2 en 3.3 blijkt het niet goed mogelijk om simultaan realistische waarden voor de schaalparameter en de intertemporele spilloverparameter te schatten. De schaalparameter wordt sterk overschat, wat gepaard gaat met sterk negatieve waarden voor de intertemporele spilloverparameter.

In tabel 3.4 zijn aanvullende schattingsresultaten getoond met vastgeprikte waarden voor c(3) variërend van 0,5 tot 1,0. Als wordt uitgegaan van de middenschatting met de waarde van c(3)

Tabel 3.3 Schattingsresultaten voor de verklaring van de TFP-groei op het wereldwijde niveau (gerepresenteerd door het totaal van 20 OECD-landen) vanuit de (semi-)endogene groeitheorie; **kapitaalvoorraad** als maatstaf voor de inzet van kapitaal bij de berekening van de TFP-groei*

Coëfficiënten met aanduiding van betekenis		Vergelijkingen (te verklaren variabele: groeivoet van TFP)					
		(3.32) 'Jones'		(3.33) 'Romer'		(3.34) 'Young'	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
c(1)	Constance (representeert exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling)	0,04 (6,90)	0,00 (-)	0,06 (3,15)	0,00 (-)	0,10 (3,12)	0,00 (-)
c(2)	Algemene productiviteitsparameter voor de ontwikkeling van kennis in de kennisproductiefunctie	0,02 (0,84)	0,08 (3,03)	-0,03 (-0,82)	0,09 (8,38)	-0,02 (-1,13)	0,03 (4,20)
c(3)	Schaalparameter van de R&D-variabele in de kennisproductiefunctie	8,51 (2,30)	2,64 (2,61)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(4)	Intertemporele spilloverparameter binnen de kennisproductiefunctie van de kennisvoorraad in de voorgaande periode	-5,32 (-2,45)	-0,80 (-1,37)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(5)	Elasticiteit voor de invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de TFP-groei	0,56 (13,20)	0,57 (14,19)	0,58 (11,17)	0,58 (9,28)	0,61 (9,93)	0,57 (10,74)
c(6)	Elasticiteit voor de invloed van de groei van de beroepsbevolking op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling	-	-	-	-	-1,51 (-2,37)	0,45 (0,50)
R ²		0,871	0,852	0,771	0,553	0,794	0,682
Gecorrigeerde R ²		0,855	0,838	0,757	0,541	0,775	0,664
Durbin-Watson (D.W.)		1,74	1,50	1,06	0,55	0,91	0,89
Schattingsperiode		1970-2006					
⇒ Aantal waarnemingen		37					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

vastgeprikt op 0,75, dan volgt voor de intertemporele spilloverparameter een waarde van 0,52 indien de TFP-groei is berekend met kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal en een waarde van 0,29 indien daarvoor de kapitaalvoorraad is gebruikt. De *t*-waarden voor de intertemporele spilloverparameter zijn dan echter nog vrij laag: 1,43 in het eerste geval en 1,76 in het tweede geval. Wel is dan bij beide schattingen de algemene productiviteitsparameter *c*(2) sterk significant, met *t*-waarden van respectievelijk 3,49 en 7,56. De R² komt daarbij uit op respectievelijk 0,726 en 0,819, waarmee de schattingen op basis van de theorie van Jones (1995) de hoogste verklaaringskracht blijven bieden.

Tabel 3.4 Aanvullende schattingsresultaten voor de verklaring van de TFP-groei op het wereldwijde niveau (gerepresenteerd door het totaal van 20 OECD-landen) vanuit de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995); waarde van constante $c(1)$ vastgeprikt op 0 en waarde van schaalparameter $c(3)$ vastgeprikt op 0,50, 0,75 dan wel 1,00*

Coëfficiënten met aanduiding van betekenis		Vergelijkingen (te verklaren variabele: groeivoet van TFP)					
		(3,32) 'Jones'			(3,32) 'Jones'		
		Kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal bij berekening van TFP-groei			Kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal bij berekening van TFP-groei		
		(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
c(1)	Constante (representeert exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling)	0,00 (-)	0,00 (-)	0,00 (-)	0,00 (-)	0,00 (-)	0,00 (-)
c(2)	Algemene productiviteitsparameter voor de ontwikkeling van kennis in de kennisproductiefunctie	0,03 (3,49)	0,03 (3,49)	0,03 (3,49)	0,04 (7,45)	0,05 (7,56)	0,05 (7,64)
c(3)	Schaalparameter van de R&D-variabele in de kennisproductiefunctie	0,50 (-)	0,75 (-)	1,00 (-)	0,50 (-)	0,75 (-)	1,00 (-)
c(4)	Intertemporele spilloverparameter binnen de kennisproductiefunctie van de kennisvoorraad in de voorgaande periode	0,67 (1,84)	0,52 (1,43)	0,36 (1,02)	0,44 (2,54)	0,29 (1,76)	0,15 (0,91)
c(5)	Elasticiteit voor de invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de TFP-groei	0,52 (9,51)	0,52 (9,60)	0,52 (9,69)	0,57 (11,99)	0,57 (12,33)	0,57 (12,68)
R ²		0,721	0,726	0,731	0,810	0,819	0,827
Gecorrigeerde R ²		0,704	0,710	0,716	0,799	0,808	0,817
Durbin-Watson (D.W.)		1,42	1,44	1,46	1,22	1,27	1,32
Schattingsperiode		1970-2006					
⇒ Aantal waarnemingen		37					

* Tussen haakjes staan de t -waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

Geconcludeerd kan worden dat binnen de schattingen in de tabellen 3.2 en 3.3 de theorie van Jones (1995) een betere verklaring geeft voor de TFP-groei dan de theorieën van Romer (1990) en Young (1998). Daarbij blijkt de verklaringskracht duidelijk hoger te zijn als de TFP-groei is berekend met de kapitaalvoorraad in plaats van kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal. Bij beide schattingen blijken de schaalparameter en de intertemporele spilloverparameter echter moeilijk van elkaar te scheiden te zijn. In de eerdere empirische analyse van Jones (2002b) kwam dat ook al als probleem naar voren (zie paragraaf 3.5.1). Nu volgen echter wel goed interpreteerbare waarden voor de intertemporele spilloverparameter indien de schaalparameter wordt vastgeprikt op een realistische waarde van bijvoorbeeld 0,75.

3.5.5 Langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling

Een algemene beperking van de schattingen in de vorige subparagraaf is dat het kortetermijn-schattingen zijn waarmee beoogd wordt de TFP-groei van jaar op jaar te verklaren. Een alternatief is om uit te gaan van langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus, die niet tot doel hebben om de kortetermijndynamiek te schatten, maar de effecten op langere termijn. Op die wijze kunnen de effecten vollediger en daarmee zuiverder worden gemeten, zoals in de inleidende tekst van deze paragraaf (3.5) al werd aangegeven. In het onderstaande worden de in paragraaf 3.5.3 opgestelde vergelijkingen ter verklaring van de TFP-groei vertaald naar langetermijnevenwichtsrelaties voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling in niveaus, waarna in de volgende subparagraaf empirische schattingen plaatsvinden van deze vergelijkingen.

‘Romer’

Er wordt begonnen met een afleiding van langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus vanuit vergelijking (3.33), de ‘Romer’-vergelijking voor de TFP-groei. Dat is het meest eenvoudige geval. Als eerste stap worden groeivoeten binnen vergelijking (3.33) omgezet in delta’s van natuurlijke logaritmen, omdat delta’s van natuurlijke logaritmen over de tijd eenvoudig gecumuleerd kunnen worden door deze bij elkaar op te tellen. Langs die weg kan een niveau-vergelijking voor de natuurlijke logaritme van de TFP worden opgesteld. Vergelijking (3.33) komt er na deze aanpassing als volgt uit te zien:

$$(3.35) \quad \Delta \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} (c(1) + c(2) RD_{t-1}) + c(5) \Delta \ln(CON_t)$$

Groeivoeten zijn bij beperkte mutaties bij benadering gelijk aan delta’s van natuurlijke logaritmen, zodat vergelijking (3.35) globaal vergelijking (3.33) blijft weergegeven. Door de termen binnen vergelijking (3.35) te sommeren over de jaren 1970 tot en met het lopende jaar t wordt een vergelijking verkregen voor de gecumuleerde mutatie van $\ln(TFP)$ in jaar t ten opzichte van het jaar 1969:

$$(3.36) \quad \ln(TFP_t) - \ln(TFP_{1969}) = \sum_{i=1970}^t (\ln(TFP_i) - \ln(TFP_{i-1})) = \frac{2}{9} \left(\sum_{i=1970}^t c(1)_i + c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} RD_i \right) + c(5) (\ln(CON_t) - \ln(CON_{1969}))$$

Het jaar 1969 is hier als beginjaar gekozen, omdat dat het eerste jaar is waarvoor data beschikbaar zijn voor de empirische schattingen in de samengestelde database voor het empirisch onderzoek. De jaren waarover sommaties plaatsvinden worden in vergelijking (3.36) weergegeven met de notatie i , die wordt onderscheiden van de notatie t voor het lopende jaar. Vergelijking (3.36) is te herschrijven tot:

$$(3.37) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(\frac{\ln(TFP_{1969}) - c(5) \ln(CON_{1969})}{2/9} + \sum_{i=1970}^t c(1)_i + c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} RD_i \right) + c(5) \ln(CON_t)$$

Aangezien $c(1)$ een constante term is binnen de achterliggende vergelijking (3.33) ter verklaring van de TFP-groei, is $\sum_{1970}^t c(1)$ een lineaire trendterm over de periode 1970-2006. Dit kan

vervolgens nader worden gemodelleerd door een expliciete trendvariabele op te nemen, met waarden lopend van 1 in 1970 tot 37 in 2006, waarvoor het symbool *TREND* wordt gebruikt.

Daarnaast kan de term $\frac{\ln(TFP_{1969}) - c(5) \ln(CON_{1969})}{2/9}$ worden vervangen door een constante,

omdat deze term de gehele schattingsperiode dezelfde waarde heeft. Hiervoor wordt het symbool $c(7)$ gebruikt. De vergelijking komt er dan als volgt uit te zien:

$$(3.38) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(c(7) + c(1) TREND_t + c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} RD_i \right) + c(5) \ln(CON_t)$$

Daarmee is een vergelijking ter verklaring van de TFP-ontwikkeling in niveaus verkregen die kan worden geschat over de periode 1970-2006. Deze relatie in niveaus kan als een langetermijnevenwichtsrelatie worden beschouwd. De constante term $c(7)$ representeert hierbinnen de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (niveau) in het jaar voorafgaand aan de schattingsperiode, 1969. De daaropvolgende arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in de schattingsperiode 1970-2006 is vervolgens afhankelijk gesteld van de één jaar vertraagde gecumuleerde R&D-uitgaven vanaf het jaar 1969 en van een lineaire trendvariabele. De lineaire trendterm volgt niet rechtstreeks uit de theorie van Romer (1990), maar vloeit voort uit de constante term die bij de empirische schattingen ter verklaring van de TFP-groei in paragraaf 3.5.3 is toegevoegd aan de vergelijkingen. De lineaire trendterm representeert arbeidsbesparende technologische ontwikkeling die niet door de R&D-variabele wordt verklaard. Bij de empirische schattingen in de volgende subparagraaf zal de vergelijking zowel met als zonder trendterm worden geschat. Naast langetermijnvloeden van de één jaar vertraagde gecumuleerde R&D-uitgaven en exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (via de lineaire trendvariabele) wordt in de vergelijking rekening gehouden met een kortetermijnvloed van de conjunctuur. Deze zou binnen de te schatten langetermijnevenwichtsrelatie buiten beschouwing kunnen worden gelaten, maar is gehandhaafd om een vollediger verklaring te verkrijgen van de TFP-ontwikkeling.

‘Young’

De vergelijking ter verklaring van de TFP-groei op basis van de theorie van Young (1998) uit paragraaf 3.5.3 kan op analoge wijze worden vertaald naar een vergelijking ter verklaring van het TFP-niveau. Als eerste stap wordt de vergelijking ter verklaring van de TFP-groei (vergelijking (3.34)) aangepast door groeivoeten om te zetten in delta's van natuurlijke logaritmen:

$$(3.39) \quad \Delta \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(c(1) + c(2) \left(\frac{RD}{L_B} \right)_{t-1} + c(6) \left(\frac{\ln(L_{B_t}) - \ln(L_{B_{t-1}})}{\ln(L_{B_{t-1}})} \right) \right) + c(5) \Delta \ln(CON_t)$$

Sommeren van de termen binnen deze vergelijking leidt tot de volgende relatie voor de gecumuleerde TFP-groei ten opzichte van 1969:

$$(3.40) \quad \ln(TFP_t) - \ln(TFP_{1969}) = \sum_{i=1970}^t (\ln(TFP_i) - \ln(TFP_{i-1})) =$$

$$\frac{2}{9} \left(\sum_{i=1970}^t c(1)_i + c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} \left(\frac{RD}{L_B} \right)_i + c(6) \left(\frac{\ln(L_{B_t}) - \ln(L_{B_{1969}})}{\ln(L_{B_{1969}})} \right) \right) + c(5) \left(\frac{\ln(CON_t) - \ln(CON_{1969})}{\ln(CON_{1969})} \right)$$

Deze is te herschrijven tot:

$$(3.41) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(\frac{\ln(TFP_{1969}) - c(5) \ln(CON_{1969})}{2/9} + \sum_{i=1970}^t c(1)_i \right) + c(5) \ln(CON_t)$$

$$+ c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} \left(\frac{RD}{L_B} \right)_i + c(6) \ln \left(\frac{L_{B_t}}{L_{B_{1969}}} \right)$$

Na vervanging van de term $\sum_{1970}^t c(1)_i$ door $c(1)$ maal de trendvariabele $TREND_t$ en vervanging van $\frac{\ln(TFP_{1969}) - c(5) \ln(CON_{1969})}{2/9}$ door een constante term ($c(7)$), volgt hieruit voor de schattingsperiode 1970-2006:

$$(3.42) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(c(7) + c(1) TREND_t + c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} \left(\frac{RD}{L_B} \right)_i + c(6) \ln \left(\frac{L_{B_t}}{L_{B_{1969}}} \right) \right)$$

$$+ c(5) \ln(CON_t)$$

De vergelijking is analoog aan vergelijking (3.38) op basis van de theorie van Romer (1990). De enige verschillen met vergelijking (3.38) zijn dat nu niet de (één jaar vertraagde) gecumuleerde waarde van de absolute R&D-uitgaven relevant is als R&D-term, maar de (één jaar vertraagde) gecumuleerde waarde van de R&D-uitgaven in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking, en dat de natuurlijke logaritme van de omvang van de beroepsbevolking (in verhouding tot de waarde in 1969) aan de vergelijking is toegevoegd.

‘Jones’

Uit de vergelijkingen op basis van de theorie van Jones (1995) is niet zo direct als hierboven het geval is bij de vergelijkingen op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998) een vergelijking in niveaus af te leiden. Dat komt door de niet-lineaire vormgeving van het deel van die vergelijkingen dat betrekking heeft op de kennisproductiefunctie. In vergelijking (3.32) ter verklaring van de TFP-groei op basis van de theorie van Jones (1995) komt de coëfficiënt $c(3)$ voor in de macht van de R&D-term en komt daarnaast het vertraagde TFP-niveau (gecorrigeerd voor de invloed van de conjunctuur) voor met $\frac{c(4)-1}{2/9}$ in de macht

geplaatst. Vervanging van de R&D-term in niveauvergelijking (3.38) op basis van het model van Romer (1990) door een uitgebreide multiplicatieve R&D/TFP-term conform vergelijking (3.32) leidt tot de volgende vergelijking in niveaus volgens het model van Jones (1995):

$$(3.43) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(c(7) + c(1) TREND_t + c(2) \sum_{i=1969}^{t-1} \left(RD_i^{c(3)} \left(TFP_i CON_i^{-c(5)} \right)^{\frac{c(4)-1}{2/9}} \right) \right) + c(5) \ln(CON_t)$$

De coëfficiënten $c(3)$ en $c(4)$ binnen de niet-lineaire R&D/TFP-term in vergelijking (3.43) kunnen niet empirisch worden geschat binnen deze niveauvergelijking, omdat cumulaties over de tijd plaatsvinden van deze niet-lineaire R&D/TFP-term. De gecumuleerde waarden behorende bij deze term zouden pas bepaald kunnen worden nadat de niet-lineaire coëfficiënten hierbinnen bekend zijn. Een vraag is nu hoe deze niet-lineaire R&D/TFP-term benaderd kan worden door een lineaire term die hanteerbaar is bij de empirische schattingen. In bijlage B3 bij dit hoofdstuk wordt in een aantal stappen afgeleid dat hiervoor de natuurlijke logaritme van de gecumuleerde R&D-uitgaven kan worden gekozen, binnen een dynamische specificatie waarin ook de vertraagde waarde van het TFP-niveau als verklarende variabele voorkomt. In de bijlage resulteert de volgende vergelijking (daar genoteerd als vergelijking (B3.27)):

$$(3.44) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(c(7) + c(1) TREND_t + c(3) \ln \sum_{i=-\infty}^{t-1} RD_i \right) + c(4) (\ln(TFP_{t-1}) - c(5) \ln(CON_{t-1})) + c(5) \ln(CON_t)$$

De algemene productiviteitsparameter in de kennisproductiefunctie $c(2)$ is hierbij (logaritmisch vormgegeven als $\ln(c(2))$) onderdeel van de constante term $c(7)$, zoals uit de afleiding van de vergelijking in bijlage B3 blijkt. De ontwikkeling van de gecumuleerde R&D-uitgaven werkt binnen deze vergelijking logaritmisch door in de TFP-ontwikkeling via de schaalparameter $c(3)$ in combinatie met de intertemporele parameter $c(4)$. De parameter $c(2)$ speelt daarbij geen rol. Die parameter is van belang voor het langetermijnevenwichtsniveau van de TFP, maar heeft binnen vergelijking (3.44) geen invloed op de elasticiteit waarmee de gecumuleerde R&D-uitgaven doorwerken in de TFP. In bijlage B3 wordt hier nader op ingegaan.

Aangezien de gecumuleerde R&D-uitgaven logaritmisch zijn opgenomen binnen de vergelijking, is het hier niet (zoals bij de voorgaande vergelijkingen op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998)) mogelijk om de cumulatie van de R&D-uitgaven te beperken tot de jaren vanaf 1970 en het effect van de gecumuleerde R&D-uitgaven in de voorgaande jaren impliciet onderdeel te laten zijn van de constante term $c(7)$. Hier is een kwantificering nodig van de gecumuleerde R&D-uitgaven aan het begin van de schattingsperiode. In bijlage B3 is beschreven hoe dat kan worden gedaan door het sommeren van een reeks over een oneindige periode in het verleden. Daarbij wordt voor de jaren van $-\infty$ tot en met 1969 als eerste jaar waarvoor R&D-data beschikbaar zijn, een vaste groeivoet van de (reële) R&D-uitgaven verondersteld. Bij de feitelijke uitvoering van de berekeningen is een onderscheid gemaakt tussen private en publieke R&D-uitgaven en is verondersteld dat de groeivoeten van deze twee categorieën R&D-uitgaven in de oneindige periode voorafgaand aan 1969 gelijk zijn geweest aan de groeivoeten hiervan over de periode 1969-2006.

3.5.6 *Empirische schattingen van langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling*

De tabellen 3.5 en 3.6 tonen de schattingsresultaten voor de langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus ter verklaring van de TFP-ontwikkeling. In tabel 3.5 is bij de berekening van de TFP-ontwikkeling als maatstaf voor de inzet van kapitaal uitgegaan van kapitaaldiensten, terwijl in tabel 3.6 van de traditionele kapitaalvoorraad is uitgegaan. De schattingen variëren sterk en blijken daarbij mede sterk afhankelijk te zijn van de maatstaf die voor de kapitaalinzet is gebruikt bij de berekening van de TFP-ontwikkeling. De schattingen op basis van de theorie van Jones (1995) verklaren het sterkst, waarbij de verklaringskracht duidelijk het hoogst is als de TFP-ontwikkeling is berekend met de kapitaalvoorraad als maatstaf voor de kapitaalinzet. De schattingen op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998) verschillen qua verklaringskracht weinig. Over het geheel genomen hebben de schattingen op basis van Young (1998) een iets sterkere verklaringskracht dan de schattingen op basis van Romer (1990).

De lineaire trendterm geeft bij de verschillende schattingen wisselende resultaten te zien. Bij de ‘Romer’- en ‘Young’-schattingen met de kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal verklaart de lineaire trendterm sterker dan de R&D-variabelen. Bij de andere schattingen wordt een niet-significante positieve invloed gevonden of een coëfficiënt met een negatief teken. Robuust wordt bij alle schattingen een sterke invloed van de conjunctuurvariabele gevonden, met elasticiteiten variërend van 0,45 tot 0,59. Binnen de schattingen op basis van de theorie van Young (1998) wordt verder een sterk significante positieve invloed van de omvang van de beroepsbevolking gevonden bij de schattingen met de kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal. Die invloed wordt daarbij alleen verkregen als niet tegelijkertijd de lineaire trendterm is opgenomen in de vergelijking.

De schattingen op basis van de modellen van Romer (1990) en Young (1998) hebben naast de lagere verklaringskracht ten opzichte van de schattingen op basis van het model van Jones (1995) als nadeel dat de toets op cointegratie niet wordt doorstaan bij de uitgevoerde (‘augmented’) Dickey-Fuller-toets op de stationariteit van de residuen. De toets is bij de verschillende schattingsvarianten uitgevoerd door de coëfficiënt te schatten van de één jaar vertraagde waarde van het residu in een vergelijking ter verklaring van de absolute mutatie van het residu en vervolgens te bezien of de t -waarde van die coëfficiënt in absolute zin hoger is dan de kritische waarde die hiervoor geldt om de toets op cointegratie te doorstaan. Die kritische waarde hangt af van het aantal niet-stationaire variabelen binnen de geschatte vergelijking, van de lengte van de schattingsperiode en van het al dan niet opnemen van een trendvariabele binnen de schattingsperiode. Uit kritische waarden die uit tabellen van MacKinnon (2010) zijn af te leiden, volgt dat alleen bij de schattingen op basis van het model van Jones (1995) zonder trendvariabele de toets op cointegratie wordt doorstaan.⁸⁷ Dat houdt in dat bij de andere schattingen de schattingsresultaten vertekend kunnen zijn door oneigenlijke trendcorrelatie (zie daarvoor verder bijlage B6.3 bij hoofdstuk 6).

⁸⁷ Voor de schattingen op basis van het model van Jones (1995) kan uit de tabellen van MacKinnon (2010) een kritische waarde voor de t -waarde van $-3,99$ worden afgeleid indien geen rekening wordt gehouden met een trendvariabele en van $-4,47$ indien het laatste wel het geval is. Hierbij is uitgegaan van significantie op 5%-niveau.

Tabel 3.5 Schattingsresultaten voor langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau (gerepresenteerd door het totaal van 20 OECD-landen) vanuit de (semi-)endogene groeitheorie; **kapitaaldiensten** als maatstaf voor de inzet van kapitaal bij de berekening van de TFP-ontwikkeling*

Coëfficiënten met aanduiding van betekenis		Vergelijkingen (te verklaren variabele: $\ln(TFP)$)					
		(3.38) 'Romer'		(3.42) 'Young'		(3.44) 'Jones'	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
c(7)	Constante	-0,79 (-49,76)	-0,77 (-79,42)	-19,66 (-1,65)	3,64 (0,73)	-7,13 (-3,72)	-0,73 (-2,54)
c(1)	Lineaire trendterm	0,006 (1,51)	-	-0,03 (-2,18)	-	-0,05 (-3,42)	-
c(2)	Algemene productiviteitsparameter voor de ontwikkeling van kennis in de kennisproductiefunctie	0,04 (4,65)	0,05 (38,33)	0,03 (5,24)	0,02 (8,52)	-	-
c(3)	Elasticiteit voor de invloed van de gecumuleerde R&D-uitgaven (representeert de schaalparameter van de R&D-variabele in de kennisproductiefunctie)	-	-	-	-	2,60 (3,67)	0,22 (2,62)
c(4)	Elasticiteit voor de invloed van de vertraagde endogene (representeert de intertemporele spilloverparameter binnen de kennisproductiefunctie)	-	-	-	-	0,40 (2,58)	0,78 (8,88)
c(5)	Elasticiteit voor de invloed van de conjunctuur	0,49 (5,04)	0,47 (4,98)	0,45 (5,01)	0,48 (5,02)	0,47 (7,53)	0,52 (8,18)
c(6)	Elasticiteit voor de invloed van de omvang van de beroepsbevolking	-	-	0,97 (1,58)	-0,23 (-0,89)	-	-
R^2		0,990	0,989	0,992	0,991	0,997	0,995
Gecorrigeerde R^2		0,989	0,988	0,991	0,990	0,996	0,995
Durbin-Watson (D.W.)		0,41	0,39	0,62	0,43	1,39	1,23
Coëfficiënt voor 1 jaar vertraagd residu bij (augmented) Dickey-Fuller-toets op stationariteit van residuen (toets op coïntegratie)		-0,19 (-1,78)	-0,17 (-1,61)	-0,30 (-2,37)	-0,20 (-1,84)	-0,71 (-4,32)	-0,73 (-5,04)
Schattingsperiode		1970-2006					
⇒ Aantal waarnemingen		37					

* Tussen haakjes staan de t -waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

Bij de schattingen op basis van het model van Jones (1995) wordt naast een sterk significant direct effect van de R&D-variabele ook een sterk significant intertemporeel effect gevonden van de vertraagde endogene. Zoals al aan de orde kwam, hebben de schattingen met de kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal bij de schattingen op basis van het model van Jones

Tabel 3.6 Schattingsresultaten voor langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau (gerepresenteerd door het totaal van 20 OECD-landen) vanuit de (semi-)endogene groeitheorie; **kapitaalvoorraad** als maatstaf voor de inzet van kapitaal bij de berekening van de TFP-ontwikkeling*

Coëfficiënten met aanduiding van betekenis		Vergelijkingen (te verklaren variabele: $\ln(TFP)$)					
		(3.38) 'Romer'		(3.42) 'Young'		(3.44) 'Jones'	
		(1)	(2)	(1)	(2)	(1)	(2)
c(7)	Constante	-1,68 (-76,64)	-1,51 (-42,80)	1,86 (0,19)	-27,84 (-4,87)	-3,90 (-4,48)	-3,05 (-8,48)
c(1)	Lineaire trendterm	0,04 (10,28)	-	0,04 (2,76)	-	-0,01 (-1,28)	-
c(2)	Algemene productiviteitsparameter voor de ontwikkeling van kennis in de kennisproductiefunctie	0,01 (1,60)	0,10 (23,00)	0,01 (1,00)	0,02 (9,37)	-	-
c(3)	Elasticiteit voor de invloed van de gecumuleerde R&D-uitgaven (representeert de schaalparameter van de R&D-variabele in de kennisproductiefunctie)	-	-	-	-	1,26 (3,81)	0,90 (8,54)
c(4)	Elasticiteit voor de invloed van de vertraagde endogene (representeert de intertemporele spilloverparameter binnen de kennisproductiefunctie)	-	-	-	-	0,57 (10,55)	0,54 (10,99)
c(5)	Elasticiteit voor de invloed van de conjunctuur	0,59 (7,97)	0,51 (3,18)	0,59 (7,65)	0,54 (9,00)	0,55 (14,27)	0,56 (12,29)
c(6)	Elasticiteit voor de invloed van de omvang van de beroepsbevolking	-	-	-0,18 (-0,35)	1,35 (4,60)	-	-
R ²		0,998	0,985	0,998	0,998	0,999	0,999
Gecorrigeerde R ²		0,998	0,984	0,998	0,998	0,999	0,999
Durbin-Watson (D.W.)		0,51	0,12	0,51	0,65	1,54	1,41
Coëfficiënt voor 1 jaar vertraagd residu bij (augmented) Dickey-Fuller-toets op stationariteit van residuen (toets op coïntegratie)		-0,30 (-2,41)	-0,02 (-0,41)	-0,30 (-2,38)	-0,46 (-3,08)	-0,83 (-4,45)	-0,74 (-4,10)
Schattingsperiode		1970-2006					
⇒ Aantal waarnemingen		37					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

(1995) de hoogste verklaringskracht. Bij beide schattingsvarianten (dat wil zeggen: met en zonder lineaire trendterm) bedraagt de R² in dat geval 0,999. Voor de lineaire trendterm wordt hierbij een niet-significante coëfficiënt met een negatief teken gevonden, zodat verder uitgaan kan worden van de schatting zonder trendvariabele. Bij die schatting is een waarde van

0,90 gevonden voor coëfficiënt $c(3)$, die de schaalparameter van de R&D-variabele in de kennisproductiefunctie representeert. Daarnaast is een waarde van 0,54 gevonden voor coëfficiënt $c(4)$, die het intertemporele spillovereffect binnen de kennisproductiefunctie representeert. De gevonden waarden houden in dat de gecumuleerde R&D-uitgaven op langere termijn met een elasticiteit van 1,98 ($= 0,905/(1-0,543)$), uitgaande van cijfers op drie decimalen nauwkeurig) doorwerken in de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. De langetermijnelasticiteit voor de invloed van de gecumuleerde R&D-uitgaven op de TFP-ontwikkeling zou daarmee uitkomen op: $2/9$ maal 1,98, wat gelijk is aan 0,44.

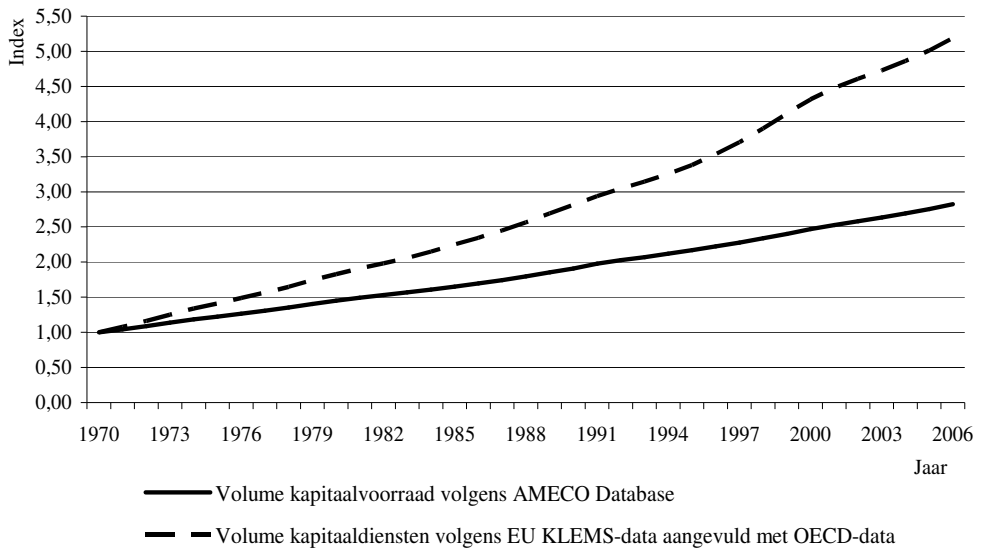
De schattingen op basis van het model van Jones (1995) met kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal bij de berekening van de TFP leveren waarden voor $c(3)$ en $c(4)$ op van respectievelijk 0,22 en 0,78. Dat geldt bij de schatting zonder lineaire trendvariabele. Bij de schatting met lineaire trendvariabele wordt voor de trendvariabele een sterk significante negatieve coëfficiënt gevonden, die samengaat met een zeer hoge geschatte waarde van 2,60 voor $c(3)$. Dat is in theoretisch opzicht geen bruikbaar resultaat. Een waarde van 0,22 voor de schaalparameter ($c(3)$) bij de schatting zonder trendvariabele is echter ook nog moeilijk interpreteerbaar, omdat deze ver beneden de waarde van 1,00 ligt. Strikt volgens de theorie van Jones (1995) zou dat duiden op sterk negatieve congestie-effecten van extra R&D-uitgaven. Een andere mogelijkheid is dat het slechts een vertraging tot uitdrukking brengt bij het directe effect van R&D op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Op grond van de kennisproductiefunctie uit het model van Jones (1995) kan worden uitgegaan van één jaar vertraging bij het directe effect van R&D, maar in de praktijk zou zich hierbij een vrij lange vertraging voor kunnen doen. Het directe effect zou dan deels tot uitdrukking komen in de parameter $c(4)$, aangezien met een vertraagde endogene feitelijk een over de tijd verdeeld vertragingpatroon wordt gemodelleerd (met geometrisch afnemende gewichten). Uitgaande van de kennisproductiefunctie uit de theorie van Jones (1995) zou het bij de parameter $c(4)$ gaan om intertemporele spillovereffecten. Denkbaar is echter dat hier in werkelijkheid ook vertraagde directe effecten in meelopen. Bij de gevonden waarden voor $c(3)$ en $c(4)$ zou gelden dat de gecumuleerde R&D-uitgaven op langere termijn met een elasticiteit van 0,98 ($= 0,219/(1-0,777)$) doorwerken in de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling en daarmee met een elasticiteit van 0,22 ($= 2/9$ maal 0,98) in de TFP-ontwikkeling.

Een moeilijk vraagstuk is hoe omgegaan kan worden met de grote verschillen die naar voren komen tussen de schattingen waarbij de TFP-ontwikkeling is berekend met kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal en die waarbij de traditionele kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal is toegepast. Theoretisch kan de voorkeur uitgaan naar kapitaaldiensten als kapitaalvariabele. Empirisch staat hier tegenover dat de uitkomsten van de schattingen met de kapitaalvoorraad als variabele voor de inzet van kapitaal beter te interpreteren zijn en betere statistische resultaten opleveren. Om de statistiek verder te laten spreken, is geëxperimenteerd met enkele varianten op de besproken schattingen op basis van het model van Jones (1995).

Ten eerste zijn schattingen uitgevoerd waarbij niet langer de TFP-ontwikkeling wordt verklaard, maar de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, en aan de rechterkant de kapitaalarbeidsverhouding is opgenomen met een vrij te schatten elasticiteit. Daarbij is een elasticiteit van 0,33 gevonden indien bij de kapitaalarbeidsverhouding wordt uitgegaan van de voorraad kapitaal, terwijl deze slechts 0,19 bedraagt indien de hoeveelheid kapitaaldiensten daarbij als uit-

gangspunt worden genomen. Het grote verschil is te verklaren uit de veel sterkere stijging van de hoeveelheid kapitaaldiensten volgens de gebruikte data. De hoeveelheid kapitaaldiensten op basis van EU KLEMS- en OECD-data in het totaal van de 20 OECD-landen steeg in de periode 1970-2006 ruim twee keer zo snel als de voorraad kapitaal volgens de AMECO-data. Figuur 3.1 brengt dat in beeld.

Figuur 3.1 Ontwikkeling van de voorraad kapitaal volgens de AMECO Database en de hoeveelheid kapitaaldiensten berekend op basis van EU KLEMS- en OECD-data; indexcijfers ten opzichte van 1970 voor het totaal van de 20 OECD-landen die bij de empirische schattingen het wereldwijde niveau representeren



Bron: berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008), AMECO Database van de Europese Commissie (oktober 2008) en Productivity Database (oktober 2008) in combinatie met Economic Outlook Database (juni 2008) van de OECD.

Wordt vervolgens aan de rechterkant van de vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling de kapitaalarbeidsverhouding met de voorraad kapitaal als maatstaf voor kapitaal samen met de verhouding tussen de hoeveelheid kapitaaldiensten en de voorraad kapitaal opgenomen, dan volgt voor de eerstgenoemde variabele een elasticiteit van 0,37 en voor de tweede variabele een niet-significante elasticiteit van -0,06. Uit dit resultaat kan geconcludeerd worden dat bij de schattingen geen invloed van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad kapitaal wordt bevestigd. Op grond daarvan kan de voorkeur worden gegeven aan de schattingen met de traditionele kapitaalgoederenvoorraad als maatstaf voor kapitaal.

Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in hoofdstuk 7 zal opnieuw blijken dat de kapitaaldienstenvariabele minder goede resultaten oplevert. Het vraagt nader onderzoek om het onderscheid tussen de kapitaalvoorraad en de hoeveelheid kapitaaldiensten verder te bezien in het licht van de verklaringskracht voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Om het proefschrift niet sterk in

het teken te laten staan van het verschil tussen de kapitaalvoorraad en de hoeveelheid kapitaaldiensten als maatstaven voor kapitaal, is ervan afgezien om dat in dit proefschrift te doen.

Mogelijke verklaringen voor de betere schattingsresultaten met de kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal zijn:

- Er zou sprake kunnen zijn van aanzienlijke monopoliewinsten binnen het brutokapitaalincome van bedrijven. Monopoliewinsten leiden tot een groeiboekhoudingsgewicht van kapitaal dat hoger is dan de outputelasticiteit van kapitaal. Bij een groeiende kapitaalarbeidsverhouding wordt de technologische ontwikkeling dan onderschat door de gemeten TFP-ontwikkeling (zie paragraaf 2.2.5).
- De productiviteitseffecten van ICT-kapitaal kunnen in werkelijkheid minder groot zijn geweest dan verwacht zou kunnen worden op grond van de relatief hoge gebruikskosten van ICT-kapitaal. In dat geval zou sprake zijn geweest van een tegenvallend rendement op ICT-kapitaal in vergelijking met het (vereiste) rendement dat verwerkt is in de gebruikskosten van ICT-kapitaal.
- Een derde mogelijkheid is dat de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten imperfect gemeten is en daarbij gemiddeld genomen overschat is.

Het gebruik van de kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal komt overigens overeen met de benadering van Solow (1957) in zijn groeiboekhoudingsartikel. Jorgenson en Griliches (1967) hebben later uitgebreid aandacht geschonken aan het begrip kapitaaldiensten als theoretisch betere maatstaf voor kapitaal binnen groeiboekhoudingsanalyses (zie paragraaf 2.2.3).

3.6 Samenvattend beeld

Binnen de (semi-)endogene groeitheorie zijn verschillende modellen ontwikkeld ter verklaring van de TFP-groei binnen de arbeidsproductiviteitsgroei. Lucas (1988) deed dat door uit te gaan van accumulatie van menselijk kapitaal, terwijl Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) modellen hebben ontwikkeld waarin R&D de bron van kennisontwikkeling is. In paragraaf 3.2.5 is een samenvattend overzicht opgenomen van de verschillende hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie, nadat deze daaraan voorafgaand uitgebreid besproken zijn. Vooral de op R&D gebaseerde modellen van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) zijn interessant, omdat die rechtstreeks aangrijpen bij de technische ontwikkeling als verklarende factor voor de TFP-groei. Het model van Lucas (1988) kent een abstracte invulling van het begrip menselijk kapitaal en zou alleen bij sterke intertemporele spillovers van kennis opgebouwd met scholing een belangrijke bijdrage kunnen leveren aan de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei. Er zijn geen empirische aanwijzingen dat daarvan in de praktijk sprake is. Spillovers van kennis die is opgebouwd met R&D worden in de literatuur wel sterk bevestigd in onderzoek gebaseerd op de in hoofdstuk 4 te bespreken R&D-kapitaalbenadering. Die spelen ook een belangrijke rol in de op R&D gebaseerde (semi-)endogene groeimodellen.

De op R&D gebaseerde (semi-)endogene groeimodellen hebben echter ook beperkingen. Het zijn theoretische modellen die vooral op het wereldwijde niveau van toepassing zijn en veel minder geschikt zijn om de TFP-ontwikkeling van individuele landen (vooral kleinere individuele landen) te verklaren. De ontwikkeling van nieuwe kennis en intertemporele spillovers

van kennis zijn binnen de modellen vooral op het wereldwijde niveau te interpreteren. Daarbij sluit aan dat in de modellen niet expliciet rekening gehouden wordt met afschrijvingen op bestaande kennis als gevolg van veroudering van kennis. Die zijn op het wereldwijde niveau lineair afhankelijk te achten van de ontwikkeling van nieuwe kennis, waarmee deze op het wereldwijde niveau impliciet verwerkt kunnen worden gezien in de algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie. Op het niveau van individuele landen geldt echter dat de veroudering van kennis afhankelijk is van kennisontwikkeling in eigen land en het buitenland, waarmee de afschrijvingen in een individueel land niet in een lineaire relatie staan tot de kennisontwikkeling in eigen land.

De verschillende (semi-)endogene groeimodellen hebben sterk uiteenlopende implicaties wat betreft de doorwerking van R&D in de TFP-groei. Volgens het model van Romer (1990) is de TFP-groei lineair afhankelijk van de absolute omvang van de R&D-inspanningen. Volgens het model van Jones (1995) is de groei van de R&D-inspanningen bepalend voor de TFP-groei op lange termijn. Een verhoging van de omvang van de R&D-inspanningen (ten opzichte van een bepaald basispad met een bepaalde groei van de R&D-inspanningen) zou wel gedurende een lange transitieperiode een positieve (maar afnemende) invloed hebben op de TFP-groei. Volgens het model van Young (1998) is de TFP-groei lineair afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking in combinatie met de groei van de beroepsbevolking. Cruciaal bij deze modellen is hoe intertemporele spillovers van kennis gemodelleerd zijn.

De empirische literatuur geeft weinig duidelijkheid over welk (semi-)endogeen groeimodel het meest realistisch is, omdat de modellen nog niet voldoende empirisch zijn getoetst. Jones (1995) heeft er echter wel op gewezen dat het model van Romer (1990) moeilijk verenigbaar is met het feit dat de R&D-inspanningen in OECD-landen in de loop der tijd sterk zijn gestegen, terwijl de TFP-groei relatief constant is gebleven. Verder kan van het model van Young (1998) gezegd worden dat het gebaseerd is op enkele sterke veronderstellingen ten aanzien van de (werking en omvang van) spillovers van kennis, waarmee het model in theoretisch opzicht kwetsbaar is. Empirische toetsingen van de (semi-)endogene groeimodellen hebben voornamelijk plaatsgevonden met patentdata. Deze onderzoeken blijken goed geschikt om patentprestaties van landen empirisch te verklaren, maar geven nog weinig inzicht in de waarde van de verschillende modellen voor de verklaring van de TFP-groei. Jones (2002b) heeft wel een empirisch onderzoek uitgevoerd dat zich richt op de verklaring van de productiviteitsgroei op basis van het (semi-)endogene groeimodel van Jones (1995). Dat onderzoek gaf echter nog geen duidelijk beeld van de waarden van de kernparameters uit het model van Jones (1995), te weten de schaalparameter en de intertemporele spilloverparameter binnen de door Jones (1995) geformuleerde kennisproductiefunctie. Het onderzoek van Jones (2002b) heeft echter een goed uitgangspunt geboden om op voort te bouwen in eigen empirische schattingen.

In paragraaf 3.5 hebben empirische schattingen op het wereldwijde niveau plaatsgevonden, waarbij de modellen van Romer (1990), Young (1995) en Young (1998) zijn vertaald naar vergelijkingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling en vervolgens zijn getoetst op hun verklaringskracht voor de TFP-ontwikkeling. Hierbij zijn eerst schattingen uitgevoerd ter verklaring van de TFP-groei en vervolgens schattingen van langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling in niveaus. Er werden pas goed bruikbare resultaten verkre-

gen bij de schattingen in niveaus. Uit de empirische schattingen is gevolgd dat het model van Jones (1995) het beste verklaart en het model van Romer (1990) het minst. Het model van Young (1998) heeft een betere verklaringskracht dan het model van Romer (1990), maar bij een vergelijking met de resultaten van het model van Jones (1995) ‘wint’ het model van Jones (1995) duidelijk.

De schattingen op basis van het model van Jones (1995) leveren ook plausibel ogende resultaten op voor de twee kernparameters uit de kennisproductiefunctie van Jones (1995). Dat zijn een schaalparameter en een intertemporele spilloverelasticiteit. Voor de schaalparameter (λ) is een waarde van 0,90 gevonden en voor de intertemporele spilloverelasticiteit (ϕ) een waarde van 0,54. De waarde van de laatste parameter is cruciaal voor de vraag of met een verhoging van de R&D-inspanningen (ten opzichte van een bepaald basispad) permanent een hogere (niet-afnemende) productiviteitsgroei bereikt kan worden. Ligt die waarde beneden de 1, zoals hier geschat is, dan geldt dat het niveau van de R&D-inspanningen op (zeer) lange termijn geen invloed heeft op de groeivoet van de productiviteit, maar ‘slechts’ verklarend is voor het niveau van de productiviteit. Gedurende een (lange) transitieperiode neemt het effect op de groeivoet van de productiviteit dan steeds verder af. De schaalparameter geeft aan in welke mate bij een verhoging van de R&D-inspanningen sprake is van duplicatie/congestie (‘stepping on toes’). Naarmate de waarde van deze parameter verder beneden de 1 ligt, is daarvan in sterkere mate sprake. De hier geschatte waarde van 0,90 geeft aan dat duplicatie/congestie zich slechts in beperkte mate voor zou doen. Uit de gevonden waarden voor de spilloverparameter en de schaalparameter tezamen is af te leiden dat een verhoging van de R&D-inspanningen met 1% ten opzichte van een bepaald basispad op lange termijn tot 1,98% extra arbeidsbesparende technologische ontwikkeling zou leiden, wat bij de gekozen modellering van de TFP-ontwikkeling in relatie tot de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling zou leiden tot 0,44% extra TFP.

Bedacht dient te worden dat deze resultaten zijn verkregen bij schattingen met de voorraad kapitaal als maatstaf voor kapitaal bij de berekening van de TFP-ontwikkeling. Schattingen met kapitaaldiensten als maatstaf voor kapitaal bij de berekening van de TFP-ontwikkeling leveren waarden voor de schaalparameter en de intertemporele spilloverparameter op van respectievelijk 0,22 en 0,78. Volgens deze uitkomsten zou een verhoging van de R&D-inspanningen met 1% ten opzichte van een bepaald basispad op lange termijn leiden tot 0,98% extra arbeidsbesparende technologische ontwikkeling en tot 0,22% extra TFP. Aan de schattingen met de voorraad kapitaal als maatstaf voor kapitaal kan de voorkeur worden gegeven, omdat bij die schattingen in statistisch opzicht de beste resultaten worden verkregen en deze ook beter interpreteerbaar zijn. In hoofdstuk 7, waar schattingen plaatsvinden ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau (20 OECD-landen), zal opnieuw blijken dat het voor de schattingsresultaten veel verschil maakt of bij de inzet van kapitaal van de traditionele voorraad kapitaal wordt uitgegaan of van de data die de laatste jaren beschikbaar zijn gekomen voor de hoeveelheid kapitaaldiensten. Nader onderzoek is nodig naar de redenen voor de minder goede verklaringskracht van kapitaaldienstendata in vergelijking met de traditionele kapitaalvoorradadata.

Dat het model van Jones (1995) de beste verklaringskracht heeft bij de uitgevoerde empirische schattingen op het wereldwijde niveau, is een belangrijke bevinding voor het vervolg van

de analyse in hoofdstuk 4, waarin verschillende varianten van de R&D-kapitaalbenadering in aansluiting zullen worden gebracht met de modellen van de (semi-)endogene groeitheorie. De R&D-kapitaalbenadering is goed hanteerbaar voor de verklaring van de productiviteitsontwikkeling aan de hand van R&D-variabelen op het niveau van individuele landen. Het begrip R&D-kapitaal is daarbij tot op zekere hoogte vergelijkbaar is met het begrip kennisvoorraad uit de (semi-)endogene groeitheorie. R&D-kapitaal geeft namelijk over de tijd gecumuleerde R&D-uitgaven weer, met daarbij toegepast een bepaalde veronderstelling over de afschrijvingen op R&D-kapitaal in verband met veroudering van kennis. In het volgende hoofdstuk zal blijken dat bij één variant van de R&D-kapitaalbenadering zeer nauw aangesloten kan worden bij de kennisproductiefunctie uit de theorie van Jones (1995), waarmee een vertaling plaats kan vinden van de kennisproductiefunctie uit het model van Jones (1995) op het wereldwijde niveau naar een toe te passen begrip van R&D-kapitaal op het niveau van individuele landen.

Bijlage bij hoofdstuk 3

Bijlage B3 Stapsgewijze opbouw van een empirisch te schatten vergelijking ter verklaring van het TFP-niveau op basis van de kennisproductiefunctie van Jones (1995) (bijlage bij paragraaf 3.5.5)

In deze bijlage wordt een empirisch te schatten vergelijking opgesteld ter verklaring van het TFP-niveau op basis van de kennisproductiefunctie van Jones (1995). Deze wordt stapsgewijs opgebouwd. Eerst wordt in stap 1 besproken hoe de niet-lineaire R&D/TFP-term zich laat vertalen naar een natuurlijke logaritme van de gecumuleerde R&D-uitgaven in het eenvoudigste geval dat de waarde van de schaalparameter $c(3)$ 1 is en de waarde van de intertemporele spilloverparameter $c(4)$ 0. Vervolgens wordt in stap 2 gezien hoe de vergelijking kan worden aangepast om rekening te houden met de mogelijkheid dat de schaalparameter afwijkt van 1. Daarna wordt de vergelijking in stap 3 dynamisch gemaakt om ook de intertemporele spilloverparameter empirisch te kunnen schatten. In stap 4 wordt rekening gehouden met de mogelijkheid van exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling en wordt de resulterende vergelijking voor de verklaring van de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling omgezet naar een empirisch te schatten vergelijking voor het TFP-niveau.

> *Stap 1: ‘Jones’ bij waarden van 1 en 0 voor respectievelijk de schaalparameter en de intertemporele spilloverparameter*

Bij een waarde van 1 voor $c(3)$ en een waarde van 0 voor $c(4)$ zou volgens de theorie van Jones (1995) de volgende eenvoudige relatie gelden voor de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling:

$$(B3.1) \quad \Delta A_{L_t} = c(2) RD_{t-1}$$

In deze relatie wordt geabstraheerd van exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Technologische ontwikkeling wordt hier geheel afhankelijk geacht van R&D-inspanningen. Door beide kanten van relatie (B3.1) te sommeren over een oneindige periode in het verleden volgt dat het niveau van A_L in jaar t lineair afhankelijk is van de gecumuleerde R&D-uitgaven over een oneindige periode in het verleden. Uitgaande van een waarde van 0 voor A_L in het jaar $-\infty$ geldt dan:

$$(B3.2) \quad A_{L_t} = c(2) \sum_{i=-\infty}^{t-1} RD_i$$

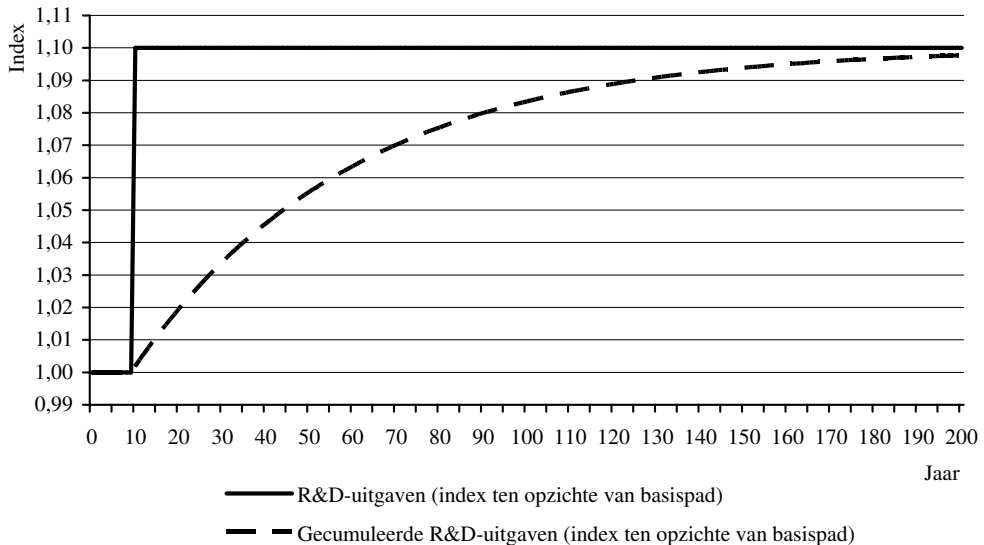
In natuurlijke logaritmen betekent dit:

$$(B3.3) \quad \ln(A_{L_t}) = \ln(c(2)) + \ln\left(\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i)\right)$$

De (één jaar vertraagde) gecumuleerde R&D-uitgaven werken hier met een elasticiteit van 1 door in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling.

Hier kan een directe aansluiting worden gemaakt met de langetermijnevenwichtsrelatie die uit het model van Jones (1995) volgt voor de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling als niveauvariabele. Een verhoging van de R&D-uitgaven ten opzichte van een bepaald basispad zou op lange termijn met een elasticiteit van $c(3)/(1-c(4))$ doorwerken in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling, is in paragraaf 3.2.3 uitgewerkt. Bij een waarde van 1 voor $c(3)$ en een waarde van 0 voor $c(4)$ zou deze elasticiteit voor de doorwerking van de R&D-uitgaven in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling de waarde 1 hebben. Die komt overeen met de elasticiteit van 1 die in vergelijking (B3.3) geldt voor de relatie tussen de gecumuleerde R&D-uitgaven en de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. De elasticiteit van 1 die bij een waarde van 1 voor $c(3)$ en een waarde 0 voor $c(4)$ zou gelden voor de langetermijndoorkomering van de R&D-uitgaven in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling, is equivalent aan de elasticiteit van 1 voor de invloed van de gecumuleerde R&D-uitgaven op de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling in vergelijking (B3.3), omdat de R&D-uitgaven op lange termijn met een elasticiteit van 1 doorwerken in de gecumuleerde R&D-uitgaven. In figuur B3.1 wordt dat grafisch zichtbaar gemaakt met een theoretische modelsimulatie. De figuur brengt de doorwerking in beeld van een verhoging van het niveau van de R&D-uitgaven ten opzichte van een bepaald basispad in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling op lange termijn.

Figuur B3.1 Effect op de gecumuleerde R&D-uitgaven van een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2%



Bron: eigen berekeningen (simulatie).

Hier volgt een technische toelichting op de simulatie in figuur B3.1:

- In de simulatie zijn de R&D-uitgaven in het beginjaar 0 geschaald op 100 en is een basispad verondersteld waarop de R&D-uitgaven jaarlijks met 2% groeien. Verondersteld is

verder dat de R&D-uitgaven in jaar 10 blijvend met 10% stijgen ten opzichte van het basispad.

- Om het effect hiervan op de gecumuleerde R&D-uitgaven te kunnen simuleren, is het nodig om voor jaar 0 een beginwaarde te kwantificeren voor de gecumuleerde R&D-uitgaven. Dat kan door een meetkundige reeks te sommeren over een oneindige periode in het verleden en wel volgens de volgende formule:

$$(B3.4) \quad \sum_{i=-\infty}^0 RD_i = \frac{RD_0}{\left(\frac{g}{1+g}\right)}$$

Hierin drukt de term aan de linkerkant de gecumuleerde R&D-uitgaven uit over de periode van $-\infty$ tot en met het jaar 0. RD_0 geeft de R&D-uitgaven in het jaar 0 weer. De variabele g geeft een vaste groeivoet van de R&D-uitgaven weer in het verleden. Bovenstaande formule is een bewerking van de formule die Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) afleiden voor de berekening van een beginwaarde voor de voorraad R&D-kapitaal (zie paragraaf 4.2).⁸⁸ Het begrip R&D-kapitaal, dat in hoofdstuk 4 uitgebreid aandacht krijgt, is nauw verwant met de gecumuleerde R&D-uitgaven waar we ons hier op focussen in het kader van de theorie van Jones (1995). Uit formule (B3.4) is bij een vaste groeivoet van de R&D-uitgaven op het basispad van 2% en een waarde van de R&D-uitgaven in jaar 0 van 100 als beginwaarde voor de gecumuleerde R&D-uitgaven in jaar 0 te berekenen: 5100. In jaar 1 volgt bij een groeivoet van de R&D-uitgaven met 2% dat de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven gelijk is aan $102/5100$, wat gelijk is aan 2%. Dat is de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven die voor alle jaren geldt zolang de groei van de R&D-uitgaven 2% per jaar blijft bedragen.

- De effecten op de gecumuleerde R&D-uitgaven van een verhoging van de R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad zijn in de figuur weergegeven als index ten opzichte van het basispad dat voor de gecumuleerde R&D-uitgaven geldt bij een vaste groeivoet van de R&D-uitgaven met 2%. De simulatie toont dat een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van het basispad op lange termijn leidt tot 10% extra gecumuleerde R&D-uitgaven. Er is een zeer lang aanpassingsproces zichtbaar. Na 45 jaar is de helft van het langetermijneffect bereikt en na 126 jaar 90%.

De elasticiteit van 1 voor de langetermijndoorkomende van de R&D-uitgaven in de gecumuleerde R&D-uitgaven vormt een belangrijke verbindende schakel tussen de theorie van Jones (1995) dat bij een waarde van 1 voor $c(3)$ en een waarde 0 voor $c(4)$ de R&D-uitgaven op lange termijn met een elasticiteit van 1 door zouden werken in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling en relatie (B3.3), die aangeeft dat bij de genoemde waar-

⁸⁸ Formule (B3.4) volgt uit de volgende meetkundige reeks voor de gecumuleerde R&D-voorraad in jaar 0: $\sum_{i=-\infty}^0 RD_i = RD_0 + \frac{1}{1+g} RD_0 + \left(\frac{1}{1+g}\right)^2 RD_0 + \dots + \left(\frac{1}{1+g}\right)^\infty RD_0$. De som aan de rechterkant is te berekenen als $\frac{RD_0}{1 - \frac{1}{1+g}}$, wat gelijk is aan $\frac{RD_0}{\left(\frac{g}{1+g}\right)}$.

den voor $c(3)$ en $c(4)$ de gecumuleerde R&D-uitgaven met een elasticiteit van 1 door zouden werken in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. In relatie (B3.3) betreft het een directe invloed van de gecumuleerde R&D-uitgaven op korte termijn, terwijl de elasticiteit van Jones (1995) voor de doorwerking van de R&D-uitgaven in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling op zeer lange termijn van toepassing zou zijn, zoals figuur B3.1 heeft geïllustreerd.

Wiskundig is de langetermijndoorkomst van de R&D-uitgaven in de gecumuleerde R&D-uitgaven met een elasticiteit van 1 in te zien door vanuit een langetermijnevenwichtssituatie waarin de groeivoet van de R&D-uitgaven overeenkomt met de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven een meetkundige reeks over een oneindige periode voorafgaand aan de evenwichtssituatie te sommeren. Indien in alle jaren tot in het oneindige verleden sprake is geweest van een constante groeivoet van de R&D-uitgaven, geldt voor de gecumuleerde R&D-uitgaven analoog aan relatie (B3.4):

$$(B3.5) \quad \sum_{i=-\infty}^{t^*} RD_i = \frac{RD_{t^*}}{\left(\frac{g}{1+g}\right)}$$

De term aan de linkerkant geeft hier de gecumuleerde R&D-uitgaven aan over de periode van $-\infty$ tot en met het jaar t^* , waarbij t^* een lopend jaar is waarin een langetermijnevenwichtssituatie van toepassing is. Die langetermijnevenwichtssituatie is elk jaar van toepassing zolang de R&D-uitgaven een constante groeivoet hebben, in relatie (B3.5) weergegeven door g . De groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven is dan even hoog als de groeivoet van de R&D-uitgaven.

Worden in deze relatie de R&D-uitgaven met één jaar vertraging opgenomen, dan wordt een langetermijnrelatie voor de één jaar vertraagde gecumuleerde R&D-voorraad verkregen. Die is relevant binnen het model van Jones (1995), als daarbij wordt uitgegaan van een jaar vertraging bij het effect van de R&D-uitgaven op de absolute mutatie van A_L . Het laatste werd in relatie (B3.1) en bij de eerdere vergelijkingen in de hoofdtekst al gedaan in lijn met de methodiek die Jones (2002b) in vergelijkbaar verband volgt. Als de R&D-uitgaven in het lopende jaar worden gedeeld door $(1+g)$ om op de één jaar vertraagde R&D-uitgaven uit te komen, dan volgt voor de één jaar vertraagde gecumuleerde R&D-uitgaven in jaar t^* :

$$(B3.6) \quad \sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i = \frac{\left(\frac{RD_{t^*}}{1+g}\right)}{\left(\frac{g}{1+g}\right)} = \frac{RD_{t^*}}{g}$$

Deze term is terug te herkennen in de evenwichtsrelatie die in paragraaf 3.2.3 voor het niveau van A_L werd afgeleid als vergelijking (3.11). Als hierin de schaalparameter, de intertemporele spilloverparameter en de algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie worden weergegeven door respectievelijk $c(3)$, $c(4)$ en $c(2)$ als eerder gebruikte empirisch georiënteerde parameters, ziet die langetermijnevenwichtsrelatie er als volgt uit:

$$(B3.7) \quad A_L^* = \left(\frac{\frac{c(2) L_A^{c(3)}}{c(3) dL_A}}{1 - c(4) L_A} \right)^{\frac{1}{1-c(4)}}$$

Bij een waarde van 1 voor de schaalparameter $c(3)$ en een waarde van 0 voor de intertemporele spilloverparameter $c(4)$ volgt dat in het langetermijnevenwicht de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling lineair gerelateerd is aan de hoeveelheid R&D-personeel (L_A) gedeeld door de langetermijngroeivoet van de hoeveelheid R&D-personeel:

$$(B3.8) \quad A_L^* = \frac{c(2) L_A}{\frac{dL_A}{L_A}}$$

De hoeveelheid R&D-personeel representeert de R&D-inspanningen, waarvoor bij de empirische schattingen in paragraaf 3.5 wordt uitgegaan van de reële R&D-uitgaven. Daarmee representeert de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de langetermijngroeivoet van de hoeveelheid R&D-personeel in relatie (B3.8) de over een oneindige periode in het verleden gecumuleerde R&D-inspanningen. Hiermee is verder bevestigd dat binnen de theorie van Jones (1995) de gecumuleerde R&D-inspanningen de basis vormen voor (arbeidsbesparende) technologische ontwikkeling.

De in relatie (B3.7) voorkomende parameters $c(2)$, $c(3)$ en $c(4)$ bepalen hoe groot het effect van de gecumuleerde R&D-inspanningen is op de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Over de tijd is continu sprake van nieuwe R&D-inspanningen, zodat de gecumuleerde R&D-inspanningen voortdurend groeien. Hierdoor blijft er voortdurend sprake van technologische ontwikkeling en daarmee van TFP-groei. In het langetermijnevenwicht hangt het tempo van technologische ontwikkeling lineair samen met de langetermijngroeivoet van de R&D-inspanningen. Dat volgt direct uit vergelijking (B3.7)) als deze wordt omgezet in groeivoeten. Dan wordt de in paragraaf 3.2.3 besproken langetermijnevenwichtsrelatie voor de groei van L_A uit de theorie van Jones (1995) verkregen:

$$(B3.9) \quad \frac{dA_L^*}{A_L^*} = \frac{c(3) dL_A}{1 - c(4) L_A}$$

> *Step 2: ‘Jones’ bij een vrije waarde (kleiner dan of gelijk aan 1) voor de schaalparameter en een waarde van 0 voor de intertemporele spilloverparameter*

De parameter $c(3)$ in de theorie van Jones (1995) vormt een schaalparameter voor de R&D-uitgaven, die niet rechtstreeks is te koppelen aan de gecumuleerde R&D-uitgaven. Hoe deze bij een waarde afwijkend van 1 uitwerkt op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling, hangt af van het groeipatroon van de R&D-uitgaven. Als wordt geabstraheerd van intertemporele spillovers via de parameter $c(4)$, kunnen de eerder weergegeven relaties (B3.1) en (B3.2) als volgt worden uitgebreid met de parameter $c(3)$:

$$(B3.10) \quad \Delta A_{L_t} = c(2) RD_{t-1}^{c(3)}$$

$$(B3.11) \quad A_{L_t} = c(2) \sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})$$

In natuurlijke logaritmen uitgedrukt is vergelijking (B3.11) te schrijven als:

$$(B3.12) \quad \ln(A_{L_t}) = \ln(c(2)) + \ln\left(\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})\right)$$

De schaalparameter $c(3)$ werkt complicerend in vergelijking (B3.12). De implicatie van een schaalparameter die afwijkt van 1 is dat de R&D-uitgaven op lange termijn niet met een coëfficiënt 1 doorwerken in de term $\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})$ aan de rechterkant van vergelijking (B3.11), maar met een factor die rond de waarde van $c(3)$ ligt. Dit zal hieronder worden toegelicht.

Daarbij kan worden gestart met de volgende definitierelatie uitgedrukt in natuurlijke logaritmen:

$$(B3.13) \quad \ln(RD_t^{c(3)}) = c(3) \ln(RD_t)$$

Vergelijking (B3.13) geeft aan dat een verhoging van RD_t met $x\%$ ten opzichte van een bepaald basispad leidt tot een verhoging van $RD_t^{c(3)}$ met (bij benadering) $c(3)$ maal $x\%$ ten opzichte van het basispad.⁸⁹ Uit de eerder gepresenteerde simulatie in figuur B3.1 kan vervolgens worden opgemaakt dat een verhoging van $RD_t^{c(3)}$ met $c(3)$ maal $x\%$ ten opzichte van het basispad op lange termijn leidt tot een verhoging van $\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})$ ten opzichte van het basispad met eveneens $c(3)$ maal $x\%$. In figuur B3.1 is dat getoond bij een waarde voor $c(3)$ van 1, maar het geldt ook voor andere waarden van $c(3)$. Daarmee volgt dat een verhoging van de R&D-uitgaven met $x\%$ ten opzichte van het basispad op lange termijn leidt tot een verhoging van $\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})$ ten opzichte van het basispad met (bij benadering) $x\%$ vermenigvuldigd met de factor $c(3)$. Aangezien een verhoging van de R&D-uitgaven met $x\%$ ten opzichte van het basispad op lange termijn leidt tot een verhoging van de gecumuleerde R&D-uitgaven met $x\%$ ten opzichte van het basispad (zie figuur B3.1), volgt verder dat op lange termijn een procentueel effect op het niveau van $\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})$ wordt bereikt dat (bij benadering) gelijk is aan het procentuele effect op de gecumuleerde R&D-uitgaven vermenigvuldigd met factor $c(3)$.

⁸⁹ Er wordt hier en in enkele hiernavolgende zinnen tussen haakjes ‘bij benadering’ aangegeven vanwege het verschil dat gemaakt kan worden tussen groeivoeten en veranderingen in natuurlijke logaritmen. Delta’s van natuurlijke logaritmen benaderen groeivoeten, uitgaande van kleine veranderingen van de variabelen.

Dit kan vervolgens nader worden belicht vanuit langetermijnevenwichtsrelatie (B3.7) voor het niveau van A_L , uitgaande van een constante groeivoet van de R&D-uitgaven. Binnen langetermijnevenwichtsrelatie (B3.7) voor het niveau van A_L is te zien hoe de parameter $c(3)$ de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling beïnvloedt via de gecumuleerde R&D-inspanningen. Bij een constante groeivoet van de hoeveelheid R&D-personeel (L_A) en een waarde van 0 voor de intertemporele spilloverparameter volgt uit relatie (B3.7):

$$(B3.14) \quad A_L^* = \frac{c(2)L_A^{c(3)}}{c(3)\frac{dL_A}{L_A}} = c(2)\frac{L_A^{c(3)}}{\left(\frac{d(L_A^{c(3)})}{L_A^{c(3)}}\right)}$$

Bij een constante groeivoet van L_A geldt namelijk dat de groeivoet van $L_A^{c(3)}$ jaarlijks (bij benadering) gelijk is aan de groeivoet van L_A vermenigvuldigd met de factor $c(3)$, zoals uit vergelijking (B3.13) kan worden opgemaakt. Dan kan $c(3)\frac{dL_A}{L_A}$ binnen relatie (B3.7) vervangen worden door $\frac{d(L_A^{c(3)})}{L_A^{c(3)}}$ als groeivoet van $L_A^{c(3)}$.

Door relatie (3.14) wordt tot uitdrukking gebracht dat bij een waarde van 0 voor de intertemporele spilloverparameter de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling wordt bepaald door de gecumuleerde waarde van $L_A^{c(3)}$. De term $\frac{L_A^{c(3)}}{\left(\frac{d(L_A^{c(3)})}{L_A^{c(3)}}\right)}$ aan de rechter-

kant van vergelijking (B3.14) geeft namelijk de gecumuleerde waarde van $L_A^{c(3)}$ weer bij een vaste groeivoet van $L_A^{c(3)}$ (die gekoppeld is aan de veronderstelde vaste groeivoet van L_A). Bij het gebruik van RD als variabele voor de R&D-inspanningen is dat te interpreteren als de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$. Hiermee wordt vanuit evenwichtsrelatie (B3.7) bevestigd dat de R&D-inspanningen via de term $\sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)})$ doorwerken in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Dat was in het voorgaande al direct afgeleid uit vergelijking (B3.10) en daarbij weergegeven door vergelijking (B3.11) $\left(A_{L_t} = c(2) \sum_{i=-\infty}^{t-1} (RD_i^{c(3)}) \right)$.

Op basis van vergelijking (B3.14) kan echter ook een directe relatie worden opgesteld tussen de ontwikkeling van de gecumuleerde R&D-inspanningen en de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling, waarbij de coëfficiënt $c(3)$ niet langer voorkomt in de macht van de R&D-uitgaven, maar als elasticiteit fungeert bij de gecumuleerde R&D-inspanningen. In vergelijking (B3.14) is te zien dat bij een waarde van 0 voor de intertemporele spilloverparameter een langetermijnevenwicht wordt bereikt waarin de R&D-inspanningen met een elasticiteit gelijk aan $c(3)$ doorwerken in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Aangezien de R&D-inspanningen in het langetermijnevenwicht met een elasticiteit van 1 doorwerken in de gecumuleerde R&D-inspanningen, houdt dit in dat de gecumuleerde R&D-inspanningen eveneens met een elasticiteit gelijk aan $c(3)$ doorwerken in de stand van de ar-

beidsbesparende technologische ontwikkeling. Daarmee kan op basis van vergelijking (3.14) de volgende logaritmische specificatie worden opgesteld, uitgaande van een langetermijn-evenwicht bij een constante groeivoet van de R&D-inspanningen (en L_A opvallend als RD):

$$(B3.15) \quad \ln(A_L^*) = \ln(c(8)) + c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right)$$

De parameter $c(2)$ voor de constante term uit vergelijking (B3.12) is hierbij vervangen door een nieuwe parameter $c(8)$, aangezien in niveaus uitgedrukt op lange termijn niet eenvoudigweg als vaste relatie geldt: $\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i)^{c(3)} \right) = c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right)$. Alleen tussen de ontwikke-

lingen van de twee weergegeven variabelen over de tijd geldt op lange termijn enkel parameter $c(3)$ als verbindende schakel. Dat betekent dat van een vaste langetermijnrelatie via alleen parameter $c(3)$ kan worden uitgegaan als beide variabelen worden uitgedrukt als indexcijfer ten opzichte van een bepaald basisjaar. Als een beginjaar 0 wordt gekozen als basisjaar en verondersteld wordt dat in dat jaar sprake was van een langetermijnevenwichtssituatie, dan kan $\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i)^{c(3)} \right)$ bij een constante groeivoet van de R&D-inspanningen op de volgende

wijze in relatie worden geplaatst tot $\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right)$:

$$(B3.16) \quad \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i)^{c(3)}}{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)}} \right) = c(3) \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i}{\sum_{i=-\infty}^0 RD_i} \right) \Leftrightarrow$$

$$\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i)^{c(3)} \right) = c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right) + \ln \left(\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)} \right) - c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right) \Leftrightarrow$$

$$\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i)^{c(3)} \right) = c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right) + \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)}}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right)^{c(3)}} \right)$$

Dit voor de lange termijn invullen in vergelijking (B3.12) geeft als langetermijnevenwichtsrelatie voor het niveau van de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling:

$$(B3.17) \quad \ln(A_L^*) = \ln(c(2)) + c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right) + \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)}}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right)^{c(3)}} \right)$$

Nadere aandacht verdient dat deze relatie op lange termijn van toepassing bij een constante groeivoet van de R&D-inspanningen. Voor de doorwerking van de R&D-inspanningen in A_L bij een niet-constante groeivoet van de R&D-inspanningen is van belang hoe de aanpassingsprocessen waarmee $RD^{c(3)}$ en RD doorwerken in de gecumuleerde waarden van respectievelijk $RD^{c(3)}$ en RD zich tot elkaar verhouden. In figuur B3.2 wordt grafisch in beeld gebracht hoe een procentuele verhoging van de R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad met 10% doorwerkt in de gecumuleerde waarden van $RD^{c(3)}$ en RD . De groeivoet van de R&D-uitgaven op het basispad wordt net als in figuur B3.1 op 2% verondersteld. Dat betekent dat op het basispad voor de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ een groeivoet geldt die (bij benadering) gelijk is aan 2% vermenigvuldigd met de schaalparameter $c(3)$. Voor $c(3)$ wordt in deze simulatie een waarde van 0,75 verondersteld. Om een totaalbeeld te geven van de mate waarin de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ en de gecumuleerde R&D-uitgaven zich parallel ontwikkelen, zijn de gecumuleerde waarden van $RD^{c(3)}$ en RD hier niet uitgedrukt ten opzichte van het basispad, maar in verhouding tot de waarden in het beginjaar 0.⁹⁰ Beide variabelen zijn weergegeven in natuurlijke logaritmen, waarmee direct wordt aangesloten bij de logaritmische opname van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ in vergelijking (B3.12) ter verklaring van de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling en ook bij vergelijking (B3.17) voor de evenwichtswaarde van A_L , die van toepassing is bij een constante groeivoet van de R&D-uitgaven.

Uit figuur B3.2 blijkt dat de ontwikkeling van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ nagenoeg in een vaste verhouding staat tot de ontwikkeling van de gecumuleerde R&D-uitgaven. Dat wordt precies aangegeven door de verhouding tussen de natuurlijke logaritmen van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ en de gecumuleerde R&D-uitgaven ten opzichte van de uitgangssituatie in jaar 0, die langs de rechteras van de figuur is weergegeven. De verhoging van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van het basispad blijkt tijdens het aanpassingsproces een iets minder sterke procentuele doorwerking te hebben in de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ dan in de gecumuleerde R&D-uitgaven. Dat kan verklaard worden uit het negatieve schaafeffect dat door een waarde van $c(3)$ kleiner dan 1 tot uitdrukking wordt gebracht. In de eerste jaren na de verhoging van de R&D-uitgaven (ten opzichte van het basispad) werkt het negatieve schaafeffect relatief sterk door in $RD_t^{c(3)}$ in vergelijking met de negatieve schaafeffecten die verwerkt zijn in de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ op basis van de R&D-uitgaven in het verleden. Dat heeft een neerwaarts effect op de groeivoet van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$, die gelijk is aan $RD_t^{c(3)}$ in verhouding tot de één jaar vertraagde omvang van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$.

⁹⁰ De beginwaarden in jaar 0 zijn te berekenen door het sommeren van meetkundige reeksen over het verleden. Voor de beginwaarde van de gecumuleerde R&D-uitgaven wordt hier weer de eerder weergegeven formule (B3.5) toegepast. Voor de beginwaarde van de gecumuleerde $RD^{c(3)}$ is op vergelijkbare wijze als formule op te stellen:

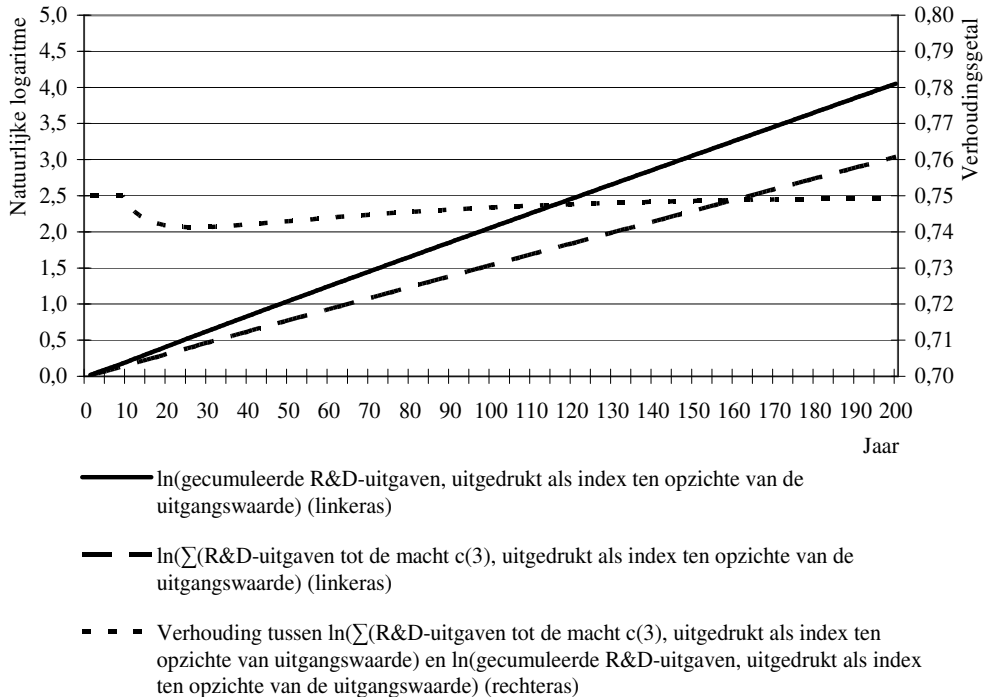
$$\sum_{i=-\infty}^0 RD_i^{c(3)} = \frac{RD_0^{c(3)}}{1 - \left(\frac{1}{1+g}\right)^{c(3)}}.$$

Deze formule volgt uit de

volgende meetkundige reeks voor de waarde van $\sum_{i=-i}^i (RD_i^{c(3)})$ in jaar 0: $\sum_{i=-\infty}^0 RD_i^{c(3)} = RD_0^{c(3)} +$

$$\left(\frac{1}{1+g} RD_0\right)^{c(3)} + \left(\left(\frac{1}{1+g}\right)^2 RD_0\right)^{c(3)} + \dots + \left(\left(\frac{1}{1+g}\right)^\infty RD_0\right)^{c(3)}.$$

Figuur B3.2 Ontwikkeling van de gecumuleerde ‘R&D-uitgaven tot de macht $c(3)$ ’ en van de gecumuleerde R&D-uitgaven bij een **verhoging** van de R&D-uitgaven met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2%, uitgaande van een waarde van 0,75 voor $c(3)$ als schaalparameter

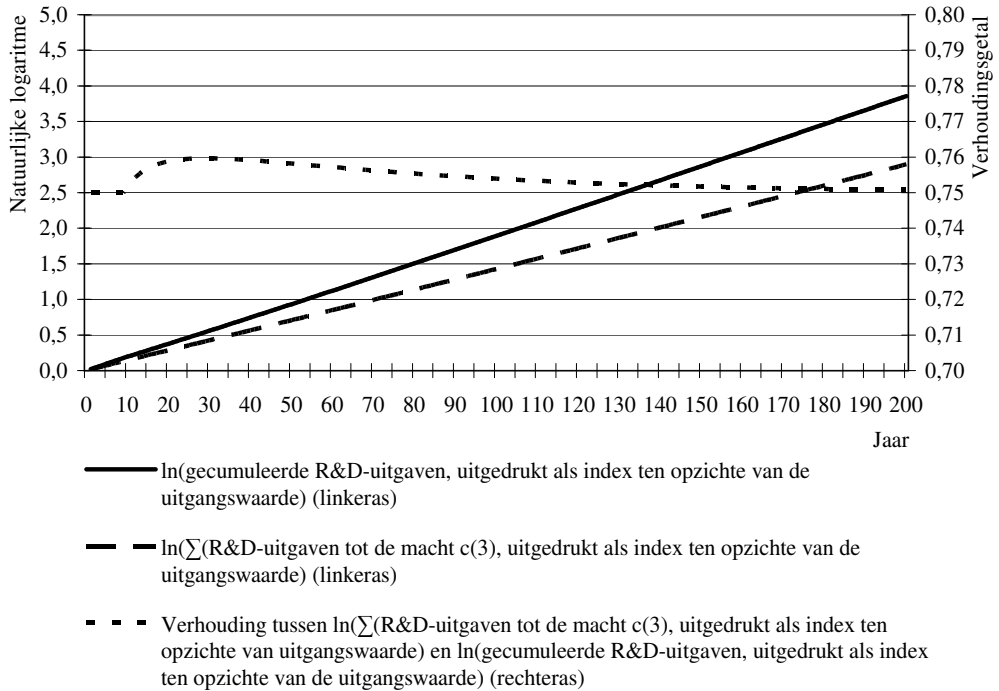


Bron: eigen berekeningen (simulatie).

muleerde waarde van $RD^{c(3)}$. Dat werkt vervolgens matigend uit op de ontwikkeling van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$. Via een positief noemereffect trekt hierdoor de groei van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ aan, die op lange termijn weer de evenwichtssituatie bereikt waarin de groeivoet van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ (bij benadering) gelijk is aan de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven vermenigvuldigd met de schaalfactor $c(3)$.

Bij een daling van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van het basispad ontstaat een vergelijkbaar beeld, zoals getoond wordt door figuur B3.3. Ook dan geldt tijdens het aanpassingsproces dat het procentuele effect op de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ minder sterk is dan op de gecumuleerde R&D-uitgaven. Aangezien bij deze simulatie sprake is van een daling van de R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad, leidt dat hier tot een lichte verhoging van de verhouding tussen de natuurlijke logaritmen van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ en de gecumuleerde R&D-uitgaven tijdens het aanpassingsproces. De positieve invloed op die verhouding die hier naar voren komt, is spiegelbeeldig aan de negatieve invloed die in de vorige figuur te zien is bij een stijging van de R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad. In de praktijk kan worden uitgegaan van over de tijd wisselende positieve en negatieve mutaties van de R&D-uitgaven ten opzichte van een basispad dat overeenkomt met de gemiddelde groeivoet van de R&D-uitgaven over een lange periode. Dit betekent dat er over een lange pe-

Figuur B3.3 Ontwikkeling van de gecumuleerde ‘R&D-uitgaven tot de macht $c(3)$ ’ en van de gecumuleerde R&D-uitgaven bij een **verlaging** van de R&D-uitgaven met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2%, uitgaande van een waarde van 0,75 voor $c(3)$ als schaalparameter



Bron: eigen berekeningen (simulatie).

riode bezien geen tendens is voor de verhouding tussen de natuurlijke logaritmen van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ en de gecumuleerde R&D-uitgaven om systematisch positief of negatief af te wijken van de waarde van de schaalparameter $c(3)$.

> *Stap 3: ‘Jones’ bij vrije waarden voor de schaalparameter en de intertemporele spilloverparameter*

Tegenover de negatieve invloed van een coëfficiënt (3) kleiner dan 1 op het langetermijneffect van de omvang van de R&D-uitgaven op de stand van de arbeidsbesparende technische ontwikkeling staat binnen de theorie van Jones (1995) een positief effect van de intertemporele spilloverparameter $c(4)$. Beide komen tot uitdrukking in de elasticiteit $c(3)/(1-c(4))$ die uit de theorie van Jones (1995) volgt voor de langetermijneffect van de omvang van de R&D-inspanningen op de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling (zie vergelijking B3.7). De elasticiteit $c(3)$ heeft daarin betrekking op het directe effect van de R&D-inspanningen op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling via een effect van de gecumuleerde waarde van $RD^{c(3)}$ op het niveau van A_L , zoals in het voorgaande is geanalyseerd. De elasticiteit $c(4)$ geeft een terugkoppelingseffect weer bij de doorwerking van de R&D-inspanningen in de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. De term $(1-c(4))$ in de noemer van de langetermijnelasticiteit voor de doorwerking van de R&D-inspanningen

in de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling geeft aan dat het hier om een multiplierwerking gaat, die gemodelleerd kan worden door een vertraagde endogene variabele op te nemen.

Hoewel in een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus al rekening kan worden gehouden met deze langetermijndoorwerking zonder hier expliciet een terugkoppelingparameter voor op te nemen, kan de vergelijking echter zuiverder worden geschat als het terugkoppelingsmechanisme expliciet wordt gemodelleerd. Een interessant voordeel van die benadering is ook dat dan binnen de schatting de parameters $c(3)$ en $c(4)$ van elkaar kunnen worden onderscheiden in plaats van dat voor de R&D-variabele een langetermijncoëfficiënt wordt verkregen die de verhouding tussen $c(3)$ en $(1-c(4))$ representeert.

Binnen evenwichtsrelatie (B3.7) voor het niveau van A_L is het terugkoppelingseffect via de parameter $c(4)$ weergegeven door de term $\frac{1}{1-c(4)}$ in de macht van $\frac{c(2)L_A^{c(3)}}{c(3) \frac{dL_A}{1-c(4) L_A}}$, waarbij de

laatstgenoemde term het directe effect van de gecumuleerde R&D-inspanningen op het niveau van A_L weergeeft. Aan de hand van relatie (B3.7) is de volgende relatie op te stellen voor de natuurlijke logaritme van het evenwichtsniveau van A_L (direct aansluitend bij relatie (B3.14), waarin $c(4)$ nog op 0 was gesteld):

$$(B3.18) \quad \ln(A_L^*) = \frac{1}{1-c(4)} \ln \left(\frac{c(2)L_A^{c(3)}}{1 \frac{d(L_A^{c(3)})}{1-c(4) L_A^{c(3)}}} \right)$$

Als de variabele L_A (hoeveelheid R&D-personeel) wordt vervangen door RD (reële R&D-uitgaven), komt deze relatie er als volgt uit te zien:

$$(B3.19) \quad \ln(A_L^*) = \frac{1}{1-c(4)} \ln \left(\frac{c(2)RD^{c(3)}}{1 \frac{d(RD^{c(3)})}{1-c(4) RD^{c(3)}}} \right)$$

De term tussen haken geeft de som van een meetkundige reeks van $RD^{c(3)}$ over een oneindige periode in het verleden weer, vermenigvuldigd met $c(2)(1-c(4))$. Die sommering heeft als uitgangspunt dat $RD^{c(3)}$ continu een vaste groeivoet heeft gehad, weergegeven door $\frac{d(RD^{c(3)})}{RD^{c(3)}}$.

In werkelijkheid is sprake van een variërende groeivoet van $RD^{c(3)}$ en zijn de feitelijke over een oneindige periode in het verleden gecumuleerde R&D-uitgaven relevant voor de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Relatie (B3.19) kan daarmee als volgt worden omgezet naar een vergelijking met de feitelijke gecumuleerde R&D-uitgaven als uitgangspunt:

$$(B3.20) \quad \ln(A_L^*) = \frac{1}{1-c(4)} \left(\ln((1-c(4))c(2)) + \ln \sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i^{c(3)}) \right)$$

Gebruikmakend van de eerder afgeleide relatie tussen $\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} (RD_i^{c(3)}) \right)$ en $\ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right)$, weergegeven door vergelijking (B3.16), kan dan vervolgens worden geschreven:

$$(B3.21) \quad \ln(A_L^*) = \frac{1}{1-c(4)} \left(\ln((1-c(4))c(2)) + c(3) \ln \left(\sum_{i=-\infty}^{t^*-1} RD_i \right) + \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i^{c(3)})}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right)^{c(3)}} \right) \right)$$

Hierbij is discreet in de tijd rekening gehouden met een vertraging van 1 jaar bij de doorwerking van de gecumuleerde R&D-uitgaven in A_L . Het betreft hier nog een langetermijnevenwichtsvergelijking, aangezien de variabele aan de linkerkant de langetermijnevenwichtswaarde van A_L weergeeft (logaritmisch uitgedrukt). De vergelijking is als volgt te herschrijven tot een dynamische specificatie voor de ontwikkeling van jaar op jaar van A_L :

$$(B3.22) \quad \ln(A_{L_t}) = c(4) \ln(A_{L_{t-1}}) + \ln((1-c(4))c(2)) + c(3) \ln \sum_{i=-\infty}^{t-1} RD_i + \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i^{c(3)})}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right)^{c(3)}} \right)$$

Voor de lange termijn volgt hier namelijk een herleidenvormvergelijking uit die overeenkomt met evenwichtsvergelijking (B3.21). In deze dynamische specificatie zijn de twee aspecten die bij een verandering van de groeivoet van de R&D-inspanningen leiden tot een zeer lang aanpassingsproces in de richting van een nieuw evenwichtig groeipad, van jaar op jaar gemodelleerd. Ten eerste is dat de doorwerking van de groeivoet van de R&D-inspanningen in de groeivoet van de gecumuleerde R&D-inspanningen. Ten tweede is dat de vertraagde doorwerking van de gecumuleerde R&D-inspanningen in de langetermijngroeivoet van A_L via de intertemporele spilloverparameter $c(4)$. Vergelijking (B3.22) kan daarom in sterke mate als een relatie worden opgevat die de ontwikkeling van A_L van jaar op jaar verklaart volgens de theorie van Jones (1995). Alleen de rol van de schaalparameter is niet variërend van jaar op jaar gemodelleerd, afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen. In het voorgaande is echter getoond dat de schaalparameter op langere termijn goed wordt gerepresenteerd door de kortetermijnelasticiteit bij de gecumuleerde R&D-inspanningen, zodat $c(3)$ als coëfficiënt kan worden gekozen voor het directe effect van de gecumuleerde R&D-inspanningen op A_L .

> *Stap 4: niveauevergelijking ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op basis van de theorie van Jones*

In vergelijking (B3.22) is nog geen rekening gehouden met een mogelijke rol van exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Exogene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling kan als volgt worden toegevoegd aan de hand van parameter $c(1)$:

$$(B3.23) \quad \ln(A_{L_t}) = c(4) \ln(A_{L_{t-1}}) + \sum_{i=-\infty}^t (c(1)_i) + \ln((1-c(4))c(2)) + c(3) \ln \sum_{i=-\infty}^{t-1} RD_i \\ + \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)}}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right)^{c(3)}} \right)$$

Parameter $c(1)$ is hier de constante term uit de vergelijking ter verklaring van de TFP-groei op basis van de theorie van Jones (1995), eerder weergegeven als vergelijking (3.32) in de hoofdtekst. Deze geeft de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling weer die niet door de R&D-variabele wordt verklaard. Door parameter $c(1)$ over een oneindige periode achterwaarts in de tijd te cumuleren wordt de stand van de exogene arbeidsbesparende ontwikkeling weergegeven in jaar t . In de hoofdtekst is dezelfde methodiek gevolgd bij de opstelling van niveauvergelijkingen voor de TFP-ontwikkeling op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998).

De volgende stap is het omzetten van vergelijking (B3.23) ter verklaring van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling naar een vergelijking ter verklaring van de TFP-ontwikkeling. Gebruikmakend van het verband tussen de TFP-ontwikkeling en de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling weergegeven door de relaties (3.25) en (3.26) in paragraaf 3.5.2 (daarbij uitgaande van gewichten van fysiek kapitaal en menselijk kapitaal van respectievelijk 1/3 en 4/9) en daarnaast rekening houdend met de invloed van de conjunctuur op de TFP, kan de volgende vergelijking voor de TFP-ontwikkeling worden genoteerd:

$$(B3.24) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \ln(A_{L_t}) + c(5) \ln(CON_t)$$

Voor de vertraagde waarde van $\ln(A_L)$ in vergelijking (B3.23) kan uit vergelijking (B3.24) worden afgeleid:

$$(B3.25) \quad \ln(A_{L_{t-1}}) = \frac{1}{2/9} (\ln(TFP_{t-1}) - c(5) \ln(CON_{t-1}))$$

Invullen van vergelijking (B3.23) in vergelijking (B3.24) en vervolgens substitueren van vergelijking (B3.25) resulteert in de volgende vergelijking voor de TFP-ontwikkeling:

$$(B3.26) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(\sum_{i=-\infty}^t (c(1)_i) + \ln((1-c(4))c(2)) + c(3) \ln \sum_{i=-\infty}^{t-1} RD_i + \ln \left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)}}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i \right)^{c(3)}} \right) \right) \\ + c(4) (\ln(TFP_{t-1}) - c(5) \ln(CON_{t-1})) + c(5) \ln(CON_t)$$

Om de vergelijking empirisch te kunnen schatten, wordt vervolgens het onderdeel dat de exo-

gene arbeidsbesparende technologische ontwikkeling representeert, opgesplitst in een deel dat betrekking heeft op de periode tot en met 1969 en een deel dat betrekking heeft op de jaren vanaf 1970 (het eerste jaar van de schattingsperiode). Dat laatste deel kan vervolgens worden weergegeven met de trendvariabele $TREND_t$, die al eerder werd gebruikt bij de opstelling van te schatten niveauegelijkingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998). Vervolgens kan de term die de (gecumuleerde) arbeidsbesparende technologische ontwikkeling voorafgaand aan het jaar 1970 representeert,

worden samengevoegd met de termen $\ln((1-c(4))c(2))$ en $\ln\left(\frac{\sum_{i=-\infty}^0 (RD_i)^{c(3)}}{\left(\sum_{i=-\infty}^0 RD_i\right)^{c(3)}}\right)$ tot de constan-

te term $c(7)$. Dat betekent dat de empirisch te schatten langetermijnevenwichtsrelatie op basis van de theorie van Jones (1995) er als volgt uit kan komen te zien:

$$(B3.27) \quad \ln(TFP_t) = \frac{2}{9} \left(c(7) + c(1) TREND_t + c(3) \ln \sum_{i=-\infty}^{t-1} RD_i \right) + c(4) (\ln(TFP_{t-1}) - c(5) \ln(CON_{t-1})) + c(5) \ln(CON_t)$$

Vanwege het logaritmische effect van de gecumuleerde R&D-uitgaven dat in deze vergelijking is gemodelleerd, is het niet zoals bij de vergelijkingen (3.38) en (3.42) op basis van de theorieën van respectievelijk Romer (1990) en Young (1998) mogelijk om de cumulatie bij de R&D-term te beperken tot de jaren vanaf 1970 en die voor vorige jaren impliciet op te nemen binnen de constante term. Hier dient een kwantificering van de gecumuleerde R&D-uitgaven aan het begin van de schattingsperiode plaats te vinden. Hiervoor kan een formule worden gebruikt die in het voorgaande al is gepresenteerd als formule (B3.4). Dat betreft een formule voor het sommeren van een meetkundige reeks over een oneindige periode in het verleden voorafgaand aan een bepaald beginjaar. Als beginjaar is hier 1969 van toepassing, omdat dat het eerste jaar is waarvoor data over de R&D-uitgaven beschikbaar zijn. De formule kan dan als volgt worden weergegeven:

$$(B3.28) \quad \sum_{i=-\infty}^{1969} RD_i = \frac{RD_{1969}}{\left(\frac{g}{1+g}\right)}$$

De term aan de linkerkant drukt de gecumuleerde R&D-uitgaven uit over de periode van $-\infty$ tot en met het jaar 1969. RD_0 geeft de R&D-uitgaven in het jaar 1969 weer. De variabele g geeft een veronderstelde constante groeivoet van de R&D-uitgaven weer in de jaren van $-\infty$ tot en met 1969. Voor de private en de publieke (reële) R&D-uitgaven afzonderlijk zijn gemiddelde groeivoeten over de periode 1969-2006 berekend van respectievelijk 2,69% en 1,91%. Die gemiddelde groeivoeten over de periode 1969-2006 zijn vervolgens van toepassing verondersteld als constante groeivoeten in de daaraan voorafgaande jaren teruglopend tot $-\infty$. Dat heeft via formule (B3.28) geleid tot beginwaarden voor de gecumuleerde R&D-uitgaven voor beide categorieën R&D-uitgaven in 1969. Vervolgens zijn hier eenvoudigweg de

(reële) R&D-uitgaven in de daarna volgende jaren bij opgeteld om tot een reeks te komen voor de gecumuleerde R&D-uitgaven over de schattingsperiode periode 1970-2006.

De algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie ($c(2)$) is in vergelijking (B3.27) (op logaritmische wijze) onderdeel van de constante term $c(7)$. Deze algemene productiviteitsparameter heeft in de vergelijking op basis van de theorie van Jones (1995) een andere rol dan in de vergelijkingen op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998). In de vergelijkingen op basis van de theorieën van Romer (1990) en Young (1998) (vergelijkingen (3.38) en (3.42) uit de hoofdtekst) is deze parameter de coëfficiënt die geschat wordt voor de R&D-termen binnen die vergelijkingen. In de vergelijking op basis van de theorie van Jones (1995) is deze parameter losgekoppeld van de R&D-term. De algemene productiviteitsparameter heeft binnen die vergelijking geen invloed op het effect van de ontwikkeling van de gecumuleerde R&D-uitgaven op de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Daarvoor zijn alleen de coëfficiënten $c(3)$ en $c(4)$ relevant. Dit vloeit voort uit het feit dat binnen de langetermijnevenwichtsrelatie die uit de theorie van Jones (1995) volgt, het niveau van de gecumuleerde R&D-uitgaven een niveau-effect heeft op de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling. Zie hiervoor de vergelijkingen (B3.21) en (B3.22). De parameter $c(2)$ geeft daarin een vaste voorvermenigvuldigingsfactor voor de gecumuleerde R&D-uitgaven weer bij de logaritmische doorwerking hiervan in de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling als niveauvariabele. Het is geen elasticiteit, in tegenstelling tot $c(3)$ als schaalparameter en $\frac{1}{1-c(4)}$ als intertemporeel (multiplier)effect voor de lange termijn.

In de praktijk kan de parameter $c(2)$ wel als variabel worden beschouwd, onder andere afhankelijk is van de werking van het innovatiesysteem. Een stijging van de factor $c(2)$ heeft dan een positieve invloed op de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling en daarmee op het TFP-niveau. Die invloed zal dan via nieuwe R&D-uitgaven lopen, uitgaande van de vormgeving van de kennisproductiefunctie binnen de theorie van Jones (1995). Via een lang aanpassingsproces (lopend via de omvang van de lopende R&D-uitgaven in combinatie met de bestaande kennisvoorraad als multiplicatieve term vanaf het jaar dat de parameter $c(2)$ gestegen is; zie daarvoor de kennisproductiefunctie van Jones (1995) in paragraaf 3.2.3 zoals die op korte termijn van toepassing is voor ΔA_L) zal dat dan lange tijd merkbaar kunnen doorwerken in de TFP-groei, vergelijkbaar met het effect van een toename van de R&D-uitgaven ten opzichte van een bepaald basispad. Bedacht dient te worden dat hier wordt uitgegaan van doorwerkingen op het wereldwijde niveau. Op het nationale niveau dient rekening te worden gehouden met toenemende afschrijvingen naarmate het nationale kennisniveau hoger wordt. Wereldwijde afschrijvingen op de kennisvoorraad verdelen zich namelijk over landen afhankelijk van de omvang van de kennisvoorraad in de verschillende landen. Dat zal in het volgende hoofdstuk als uitgangspunt dienen voor een vertaling van het effect van de gecumuleerde R&D-uitgaven binnen de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995) op het wereldwijde niveau naar een effect van het daaraan gerelateerde begrip R&D-kapitaal volgens de R&D-kapitaalbenadering op het nationale niveau.

Tot slot zij opgemerkt dat de hier gepresenteerde empirisch te schatten vergelijking op basis van de theorie van Jones (1995) alleen van toepassing is bij waarden van de intertemporele

spilloverparameter $c(4)$ die kleiner zijn dan 1. Alleen dan wordt op lange termijn een evenwichtige relatie bereikt tussen de TFP-ontwikkeling en de ontwikkeling van de gecumuleerde R&D-inspanningen, conform de theorie van Jones (1995). Bij een waarde van $c(4)$ gelijk aan 1, die in het model van Romer (1990) van toepassing is, is niet langer sprake van een loglineair verband tussen de ontwikkeling van de gecumuleerde R&D-inspanningen en de TFP-ontwikkeling, maar van een semi-logaritmisch verband. Dat is gemodelleerd binnen vergelijking (3.38) ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op basis van het model van Romer (1990). In δ 's uitgedrukt volgt in dat geval dat het niveau van de lopende R&D-inspanningen een lineaire invloed zou hebben op de TFP-groei, wat al eerder als implicatie van het model van Romer (1990) is genoemd (zie paragraaf 3.2.2).

4 Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei: R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

4.1 Inleiding

In hoofdstuk 3 zijn theoretische (semi-)endogene groeimodellen besproken en empirisch getoetst. Die modellen zijn vooral op het wereldwijde niveau van toepassing. In dit hoofdstuk wordt ingegaan op empirische benaderingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het niveau van individuele landen. Voor de verklaring van de productiviteitsontwikkeling op het niveau van individuele landen wordt al jarenlang veel gebruikgemaakt van de R&D-kapitaalbenadering. Daarbij wordt uitgegaan van een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal. Binnen een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal wordt nieuw R&D-kapitaal gevormd met nieuwe R&D-uitgaven, terwijl tegelijkertijd sprake is van afschrijvingen op R&D-kapitaal in de voorgaande periode vanwege veroudering van kennis. Een belangrijke aanvullende benadering voor de verklaring van de productiviteitsontwikkeling op het niveau van individuele landen is de ‘catching-up’-theorie, ofwel de ‘technology gap’-benadering. Daarbij wordt de productiviteitsgroei in een land mede afhankelijk geacht van de technologische positie van een land ten opzichte van een technologische leider. Hoe groter de technologische achterstand van een land is, hoe meer er bij de productiviteitsgroei geprofiteerd kan worden van ‘catching-up’ richting de technologische leider.

In de paragrafen 4.2 tot en met 4.4 worden drie varianten van de R&D-kapitaalbenadering afzonderlijk besproken. De varianten verschillen van elkaar in de wijze waarop wordt omgegaan met veroudering van kennis. In de standaardvariant wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet over R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. In een geavanceerdere nieuwe variant worden de afschrijvingen afhankelijk geacht van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis. In een derde variant wordt geabstraheerd van afschrijvingen, waardoor deze feitelijk op 0 worden gesteld. Bij die benadering wordt uitgegaan van een lineaire relatie tussen de TFP-groei en het niveau van de R&D-intensiteit (R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde). Naast het abstraheren van afschrijvingen op R&D-kapitaal is daarvoor cruciaal dat wordt uitgegaan van constante meeropbrengsten op R&D-kapitaal, zoals in paragraaf 4.4 verder wordt besproken. In paragraaf 4.5 zal de ‘catching-up’-theorie, nader worden besproken. In paragraaf 4.6 wordt afgesloten met een samenvattend beeld.

In de paragrafen 4.2 tot en met 4.4 zal bij de bespreking van de varianten van de R&D-kapitaalbenadering op verschillende plaatsen een verbinding worden gemaakt met de in hoofdstuk 3 besproken stromingen binnen de (semi-)endogene groetheorie. Een van de varianten van de R&D-kapitaalbenadering sluit nauw aan bij de modellering van R&D in de kennisproductiefunctie van Jones (1995). Dat is de variant waarbij de veroudering van kennis afhankelijk wordt geacht van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis. Op het wereldwijde niveau is dat in overeenstemming te zien met de kennisproductiefunctie uit de theorie van Jones (1995). Zoals in paragraaf 3.3 is besproken, kan men impliciet een afschrijvingsparameter verwerkt zien binnen de algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie. Die niet-expliciteerde afschrijvingsparameter heeft betrekking op veroudering van kennis als gevolg van nieuw ontwikkelde kennis.

Zowel de R&D-kapitaalbenadering als de ‘catching-up’-benadering zal een belangrijke rol krijgen bij de empirische verklaring van de productiviteitsontwikkeling op het niveau van individuele landen in dit proefschrift. Bij de R&D-kapitaalbenadering zal daarbij als vernieuwend element worden gekozen voor een modellering van afschrijvingen afhankelijk van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis. Zoals werd aangegeven, sluit dat goed aan bij de kennisproductiefunctie uit de theorie van Jones (1995). In paragraaf 3.5 is bij de empirische toetsing van de (semi-)endogene groeimodellen van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) gebleken dat de theorie van Jones (1995) de beste verklaringskracht heeft voor de wereldwijde productiviteitsontwikkeling. Dat biedt een empirische onderbouwing om op het individuele landenniveau uit te gaan van een variant van de R&D-kapitaalbenadering die op het wereldwijde niveau sterk vergelijkbaar is met de accumulatie van kennis binnen de kennisproductiefunctie van Jones (1995).

4.2 Standaardvariant van de R&D-kapitaalbenadering: vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar

Karakterisering van de R&D-kapitaalbenadering

Empirisch onderzoek naar de effecten van R&D op de productiviteitsontwikkeling is sinds de jaren negentig vaak geïnspireerd door de (semi-)endogene groeitheorie, maar bij de empirische uitwerking wordt over het algemeen vastgehouden aan de meer traditionele R&D-kapitaalbenadering. Gangbaar is om de ontwikkeling van de TFP te berekenen en daar vervolgens de invloed op te onderzoeken van de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal. De voorraad R&D-kapitaal wordt daarbij berekend door R&D-uitgaven over het verleden te cumuleren en tegelijkertijd rekening te houden met veroudering van kennis door afschrijvingen op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar in mindering te brengen. Vooral Griliches heeft een belangrijke bijdrage geleverd aan het gebruik van R&D-kapitaal als variabele binnen empirische schattingen, zowel met empirische schattingen zelf als met de beschrijving van methodologische aspecten.⁹¹

Wat betreft de modellering van de kennisvoorraad heeft het begrip R&D-kapitaal uit de R&D-kapitaalbenadering als overeenkomst met het begrip kennisvoorraad uit de verschillende modellen van de (semi-)endogene groeitheorie dat het om geaccumuleerde kennis gaat op basis van R&D-inspanningen. Op dit punt is de (semi-)endogene groeitheorie vergelijkbaar met de R&D-kapitaalbenadering. Een verschil is wel dat bij de R&D-kapitaalbenadering van een inputgeoriënteerde kennisvoorraadvariabele wordt uitgegaan (geaccumuleerde R&D), terwijl bij de (semi-)endogene groeitheorie de kennisvoorraad wordt gevormd als output van kennisontwikkeling.

Het voordeel van de R&D-kapitaalbenadering is dat deze goed hanteerbaar is in empirische analyses. R&D-kapitaal kan via een technische vergelijking worden berekend en vervolgens op relatief eenvoudige wijze worden gebruikt binnen empirische schattingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling. Daarnaast kan de R&D-kapitaalbenadering op het niveau van indi-

⁹¹ Zie bijvoorbeeld Griliches (1998) voor een bundel met verzameld werk van Griliches. Daarin is ook een artikel opgenomen met een uitgebreide methodologische bespreking van het begrip R&D-kapitaal (Griliches, 1979). Een vergelijkbare bespreking is te vinden in Griliches (2000, blz. 49-56).

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

viduele landen, sectoren of bedrijven worden toegepast, terwijl de kennisproductiefunctie uit de (semi-)endogene groeitheorie een vergelijking is die vooral op wereldschaal van toepassing kan worden geacht (zoals besproken is in het vorige hoofdstuk), maar veel minder direct op micro-, sector- en nationaal niveau. De R&D-kapitaalbenadering maakt het ook mogelijk om rekening te houden met spillovers van kennis tussen individuele bedrijven, sectoren en landen door naast eigen R&D-kapitaal van een bedrijf, sector of land ook R&D-kapitaal van andere bedrijven/sectoren/landen te modelleren binnen de te schatten vergelijkingen. Zo wordt op het niveau van landen in diverse studies naast binnenlands R&D-kapitaal buitenlands R&D-kapitaal onderscheiden, om naast binnenlandse spillovers rekening te houden met internationale spillovers.⁹²

R&D-kapitaal volgens de standaardbenadering

In deze paragraaf wordt de standaardvariant van de R&D-kapitaalbenadering besproken zoals die al jaren gehanteerd wordt in de literatuur. Daarbij wordt uitgegaan van een vast afschrijvingspercentage op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar.⁹³ In de standaardbenadering wordt uitgegaan van de volgende accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal, vergelijkbaar met de in hoofdstuk 2 gepresenteerde accumulatiefunctie voor fysiek kapitaal (vergelijking (2.27) in paragraaf 2.3.2):

$$(4.1) \quad RDK_t = RD_t + (1 - \delta)RDK_{t-1}$$

De vergelijking geeft weer dat de voorraad R&D-kapitaal (*RDK*) wordt opgebouwd door investeringen in R&D (*RD*), rekening houdend met afschrijvingen op de bestaande voorraad R&D-kapitaal in verband met veroudering van kennis. Voor de afschrijvingen wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet (δ) over de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De afschrijvingsvoet wordt in de literatuur vaak op 15% gesteld. Griliches (2000, blz. 54) noemt dit ‘the “conventional” 15 percent figure for the depreciation of R&D capital’.

Hierboven is direct een vergelijking getoond waarin perioden discreet worden gemeten in jaren. Voor de ontwikkeling van R&D-kapitaal continu in de tijd kan de volgende vergelijking worden opgesteld:

$$(4.2) \quad RDK_{t+1} = RD_t + (1 - \delta)RDK_t$$

Hierbij geldt dat de investeringen in R&D en de R&D-kapitaalvoorraad met een vertraging

⁹² Zie bijvoorbeeld Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) voor toonaangevende onderzoeken op dit terrein.

⁹³ Eerste studies waarin al met een kennisvoorraadvariabele werd gewerkt bij de verklaring van de productiviteitsontwikkeling zijn: Griliches (1964), Mansfield (1965) en Evenson (1968). Griliches (1964) ging daarbij uit van een gemiddelde van de één jaar en de zes jaar vertraagde R&D-uitgaven. De studie van Mansfield (1965) is de eerste waarin gebruik werd gemaakt van een afschrijvingsparameter (aldus Mansfield (1965) zelf). Daarbij werd lineair afgeschreven op achtereenvolgende jaargangen R&D-uitgaven. Bij Evenson (1968) wordt een accumulatiefunctie voor de kennisvoorraad aangetroffen die qua gedaante overeenkomt met de accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal die gangbaar is geworden binnen de R&D-kapitaalbenadering. Daarbij wordt een vaste afschrijvingsvoet gehanteerd op R&D-kapitaal in de voorgaande periode.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

van één periode doorwerken in de voorraad R&D-kapitaal. Dat is van toepassing bij oneindig kleine tijdseenheden. Discreet in de tijd met jaren als tijdseenheid kunnen de investeringen in R&D onvertraagd worden opgenomen, wat dan inhoudt dat de voorraad R&D-kapitaal wordt gemeten aan het einde van een periode. Bij de doorwerking van de voorraad R&D-kapitaal in de TFP-ontwikkeling kan dan vervolgens rekening worden gehouden met een vertraging.⁹⁴

Dat is echter niet het enige vertragingaspect dat van belang is bij de doorwerking van R&D-kapitaal in de TFP-ontwikkeling. Evenson (1968) wees al op twee vertragingen die over een langere periode van belang zijn voor de doorwerking van R&D in de productiviteit via een accumulatiefunctie voor de kennisvoorraad. Ten eerste betreft het een vertraging tussen de R&D-inspanningen en de ontdekking van economisch relevante nieuwe technologische kennis. Ten tweede is er een vertraging tussen de ontwikkeling van nieuwe kennis en de toepassing hiervan in nieuwe producten en processen.⁹⁵ De (semi-)endogene groeitheorie maakt duidelijk dat bij het laatste ook rekening gehouden dient te worden met intertemporele spillovers van kennis. Met intertemporele spillovers wordt bij de R&D-kapitaalbenadering niet rechtstreeks rekening gehouden. Deze spelen echter impliciet een rol indien langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus worden geschat volgens de cointegratiebenadering, waarbij het niveau van de voorraad R&D-kapitaal als verklarende variabele geldt voor het TFP-niveau.⁹⁶

Doorwerking van R&D-uitgaven in R&D-kapitaal op lange termijn

Na deze methodologische opmerkingen over de relevantie van vertragingen bij de doorwerking van R&D-kapitaal in de TFP wordt nu besproken hoe de R&D-inspanningen op lange termijn doorwerken in de voorraad R&D-kapitaal. Dat zal in deze paragraaf en de volgende paragraaf vooral gebeuren aan de hand van theoretische modelsimulaties. Hierbij wordt gestart met een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus. Als de (reële) R&D-uitgaven elk jaar op hetzelfde niveau zouden blijven, volgt uit relatie (4.1) als langetermijnrelatie voor R&D-kapitaal:

$$(4.3) \quad RDK^* = \frac{1}{\delta} RD$$

⁹⁴ Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) volgen de laatstgenoemde methode in een panelanalyse ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het niveau van individuele landen. Coe en Helpman (1995) daarentegen gaan in een vergelijkbaar onderzoek uit van een onvertraagd effect van de voorraad R&D-kapitaal, waarbij de voorraad R&D-kapitaal berekend wordt aan het begin van een jaar ($RDK_t = RD_{t-1} + (1 - \delta)RDK_{t-1}$). In paragraaf 6.3 worden de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) en Coe en Helpman (1995) verder besproken als toonaangevende studies naar het effect van de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal op de TFP-ontwikkeling.

⁹⁵ In de studie van Evenson (1968), waarin het effect van publieke R&D op de productiviteit in de Amerikaanse landbouwsector werd onderzocht, was het overigens niet mogelijk om de twee genoemde vertragingen en de vertraging via de accumulatiefunctie voor de kennisvoorraad zelf empirisch van elkaar te onderscheiden.

⁹⁶ Schattingen van langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus treft men bijvoorbeeld aan in de in voetnoot 94 genoemde onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). In het onderzoek van Coe en Helpman (1995) zijn de langetermijnevenwichtsrelaties direct geschat, in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) zijn deze geschat binnen dynamische foutcorrectiespecificaties met de (relatieve) mutatie van de TFP als te verklarende variabele.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

Deze evenwichtsrelatie is te berekenen door in vergelijking (4.1) de tijdsaanduidingen te verwijderen en de vergelijking vervolgens te herschrijven tot een herleidvormrelatie voor de voorraad R&D-kapitaal op lange termijn. Uit vergelijking (4.3) volgt dat een eenmalige (blijvende) verhoging van de (reële) R&D-uitgaven met $x\%$ op langere termijn zou inhouden dat ook de voorraad R&D-kapitaal met $x\%$ toeneemt. Een toename van de R&D-uitgaven geeft aanvankelijk een relatief sterke impuls aan de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal. Daarna wordt het effect geringer, omdat bij een toename van de voorraad R&D-kapitaal ook de afschrijvingen op de voorraad R&D-kapitaal (δRDK_{t-1}) toenemen. Op lange termijn stabiliseert de voorraad R&D-kapitaal zich op een nieuw evenwichtsniveau, waar de afschrijvingen evenveel zijn toegenomen als de R&D-uitgaven.

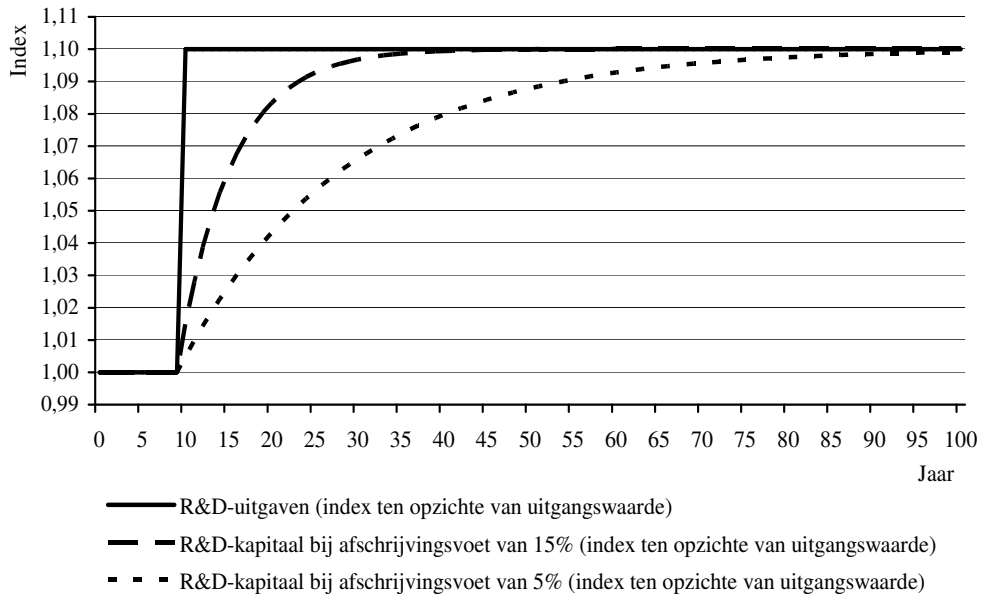
Dit aanpassingsproces wordt in figuur 4.1 grafisch geïllustreerd bij een afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15% en ter vergelijking eveneens een afschrijvingsvoet van 5%. In de figuur is het effect op de voorraad R&D-kapitaal weergegeven van een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van de uitgangssituatie. Verondersteld is dat die verhoging in jaar 10 plaatsvindt. In de achterliggende berekeningen voor de figuur is de omvang van de R&D-uitgaven in de uitgangssituatie op 100 gesteld. Verondersteld is dat ook in het verleden de omvang van de R&D-uitgaven 100 bedroeg. Uit vergelijking (4.3) volgt dan bij een afschrijvingsvoet van 15% een evenwichtswaarde van de voorraad R&D-kapitaal in de uitgangssituatie van 666,67 ($= 100/0,15$). Bij een afschrijvingsvoet van 5% is deze evenwichtswaarde in de uitgangssituatie 2000 ($= 100/0,05$). De R&D-uitgaven en de voorraad R&D-kapitaal zijn in de figuur weergegeven als indexcijfers ten opzichte van de uitgangswaarden, waarbij de waarden in de uitgangssituatie op 1 gesteld.

De figuur geeft een aanpassingsproces te zien met een asymptotisch verloop. Bij een afschrijvingsvoet van 15% blijkt het aanpassingsproces zich vrij snel te voltrekken. Het langetermijneffect is na 4 jaar al voor 50% bereikt en na 14 jaar is 90% van het langetermijneffect bereikt. Na 25 jaar wordt het langetermijnevenwicht zeer dicht genaderd. Bij een afschrijvingsvoet van 5% is sprake van een veel langer aanpassingsproces. Het langetermijneffect is dan voor 50% bereikt na 13 jaar en voor 90% na 44 jaar. Het langetermijneffect wordt in dit geval pas asymptotisch benaderd na ongeveer 90 jaar.

In figuur 4.1 is uitgegaan van een eenmalige (blijvende) verhoging van de R&D-uitgaven ten opzichte van een basispad waarop de (reële) R&D-uitgaven constant blijven. In werkelijkheid is echter bij een gegeven R&D-intensiteit (R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product) sprake van een structurele trendmatige groei van de R&D-uitgaven, die in samenhang kan worden beschouwd met de structurele groei van de economie. Bij een gegeven R&D-intensiteit geldt namelijk dat de R&D-uitgaven meegroeien met de omvang van de economie. In dat licht is van belang dat bij een gelijkblijvende groeivoet van de reële R&D-uitgaven geldt dat de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal op lange termijn gelijk is aan de groeivoet van de reële R&D-uitgaven. Dit volgt direct uit evenwichtsrelatie (4.3) als deze relatie wordt omgezet in (discrete) groeivoeten, uitgaande van een vaste waarde van de afschrijvingsparameter δ :

$$(4.4) \quad \frac{\Delta RDK_t^*}{RDK_{t-1}^*} = \frac{\Delta RD_t}{RD_{t-1}}$$

Figuur 4.1 Aanpassingsproces van R&D-kapitaal bij een verhoging van de R&D-uitgaven met 10%, uitgaande van een basispad zonder groei van de R&D-uitgaven; benadering met vast afschrijvingspercentage op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar



Bron: eigen berekeningen (simulaties).

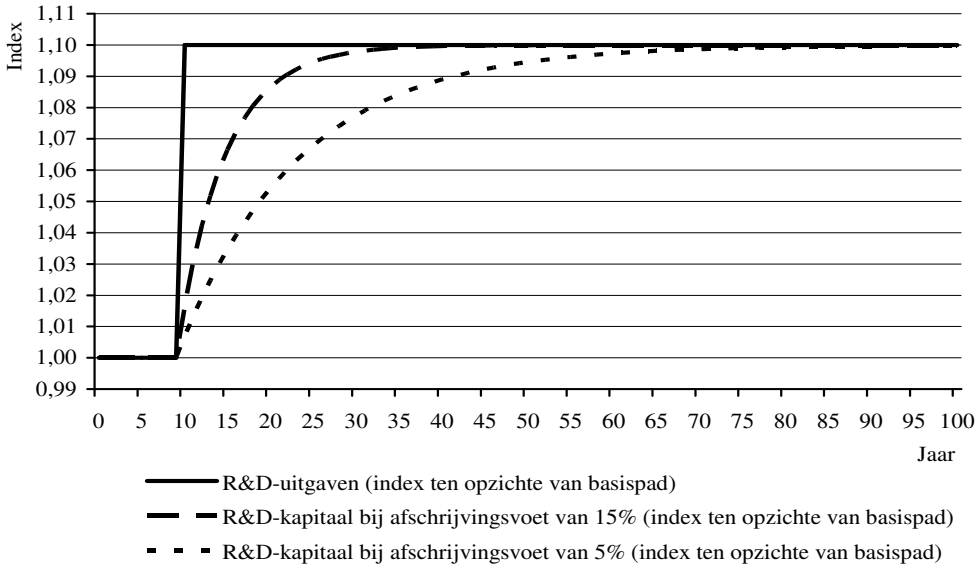
Binnen deze relatie is gebruikgemaakt van het symbool t^* om een jaar aan te duiden waarin het langetermijnevenwicht wordt bereikt. Op langere termijn geldt dat de groei van de voorraad R&D-kapitaal onafhankelijk is van het niveau van de R&D-intensiteit. Een eenmalige (blijvende) verhoging van de R&D-intensiteit geeft een tijdelijke positieve impuls aan de groei van de voorraad R&D-kapitaal. Op langere termijn zal een verhoging van de R&D-intensiteit met $x\%$ leiden tot een verhoging van de voorraad R&D-kapitaal met eveneens $x\%$ ten opzichte van het basispad dat voor de ontwikkeling van R&D-kapitaal van toepassing is bij een gelijkblijvende R&D-intensiteit.

Figuur 4.2 geeft het aanpassingsproces bij een verhoging van de R&D-intensiteit weer, uitgaande van een afschrijvingsvoet van 15% op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar en een jaarlijkse groei van de R&D-uitgaven op het basispad van 2%. Voor de berekening van de uitgangswaarde van de voorraad R&D-kapitaal is het nodig om ook een veronderstelling te maken over de groeivoet van de R&D-uitgaven in het verleden. Guelléc en Van Pottelsberghe (2001, 2004) laten zien dat de voorraad R&D-kapitaal in de uitgangssituatie dan kan worden berekend met de volgende formule:⁹⁷

⁹⁷ Formule (4.5) volgt uit de volgende meetkundige reeks voor de gecumuleerde R&D-voorraad in jaar 0: $\sum_{i=-\infty}^0 RD_i = RD_0 + (1-\delta)\frac{1}{1+g}RD_0 + (1-\delta)^2\left(\frac{1}{1+g}\right)^2RD_0 + \dots + (1-\delta)^\infty\left(\frac{1}{1+g}\right)^\infty RD_0$. De

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur 4.2 Aanpassingsproces van R&D-kapitaal bij een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2%; benadering met vast afschrijvingspercentage op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar



Bron: eigen berekeningen (simulaties).

$$(4.5) \quad RDK_0 = \frac{RD_0}{\left(\frac{g + \delta}{1 + g} \right)}$$

Deze formule volgt uit het sommeren van een meetkundige reeks over een oneindige periode in het verleden, uitgaande van een bepaalde groei van de (reële) R&D-uitgaven in het verleden en rekening houdende met afschrijvingen die in het verleden op R&D-kapitaal hebben plaatsgevonden. In bijlage B3 bij paragraaf 3.5.5 is deze formule al in een bewerkte vorm gebruikt voor het berekenen van een beginwaarde voor gecumuleerde R&D-uitgaven, die als verschil hadden met het hier gebruikte begrip van R&D-kapitaal dat niet werd gecorrigeerd voor afschrijvingen. In de formule drukt RDK_0 de voorraad R&D-kapitaal in de uitgangssituatie uit, RD_0 de reële R&D-uitgaven in de uitgangssituatie, g een veronderstelde constante groeivoet van de reële uitgaven in het verleden (uitgedrukt als perunage) en δ de veronderstelde afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal (uitgedrukt als perunage). Uitgaande van een constante groeivoet van de (reële) R&D-uitgaven in het verleden van 2%, een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van 15% en een uitgangswaarde van de (reële) R&D-uitgaven van 100

som van de termen aan de rechterkant is gelijk aan $\frac{RD_0}{1 - (1 - \delta) \frac{1}{1 + g}}$, ofwel $\frac{RD_0}{\left(\frac{g + \delta}{1 + g} \right)}$.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

volgt een uitgangswaarde voor de voorraad R&D-kapitaal van 600. Bij een afschrijvingsvoet van 5% volgt een uitgangswaarde voor de voorraad R&D-kapitaal van 1457.

Het aanpassingsproces is in figuur 4.2 weergegeven door de R&D-uitgaven en de voorraad R&D-kapitaal uit te drukken als index ten opzichte van de waarden op het basispad. Dat geeft praktisch hetzelfde beeld als figuur 4.1, waarin werd uitgegaan van een verhoging van de R&D-uitgaven ten opzichte van een basispad zonder groei van de R&D-uitgaven. Op langere termijn geldt ook hier dat de voorraad R&D-kapitaal met 10% toeneemt ten opzichte van het basispad. Het aanpassingsproces verloopt nu iets sneller dan zonder basispad met groeiende R&D-uitgaven het geval is. Een analyse van de achterliggende berekeningen leert dat dit te verklaren is uit het feit dat een procentuele verhoging van de R&D-uitgaven ten opzichte van een basispad met groeiende R&D-uitgaven inhoudt dat de R&D-impuls (als gevolg van de hogere R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad) in absolute zin jaarlijks groeit. Aangezien de voorraad R&D-kapitaal zich met vertraging aanpast aan de hogere R&D-uitgaven, heeft dit in de eerste fase van het aanpassingsproces een positieve invloed op de groei van de R&D-uitgaven in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal. Hierdoor neemt in die fase de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal extra toe en worden in die fase ook grotere stappen gezet richting het langetermijnevenwicht.

In figuur 4.3 wordt vervolgens getoond hoe de hiervoor besproken verhoging van de R&D-uitgaven met 10% uitwerkt op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal. De figuur brengt in beeld dat een hogere R&D-intensiteit op korte termijn een aanzienlijke invloed heeft op de groei van de voorraad R&D-kapitaal, maar dat het effect op langere termijn wegebt. Bij een afschrijvingvoet van 15% is het initiële effect op de groeivoet van R&D-kapitaal na 4 jaar al voor 50% teruggebracht. Bij een afschrijvingsvoet van 5% is dat na 10 jaar het geval.

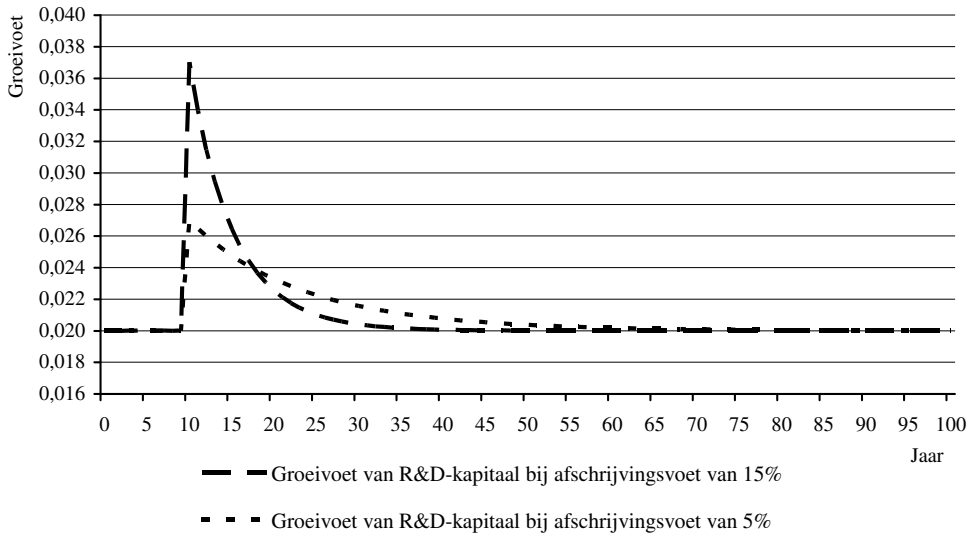
Vergelijking met aanpassingsproces bij kennisvoorraad in model van Jones (1995)

Het hierboven besproken aanpassingsproces bij de voorraad R&D-kapitaal verloopt veel sneller dan dat bij de kennisvoorraad in het model van Jones (1995). In paragraaf 3.3 zijn simulaties van Jones (1995) besproken die zeer lange aanpassingsprocessen laten zien bij de kennisvoorraad na een verhoging van de R&D-intensiteit. Voor een deel is het verschil met de simulatie in figuur 4.3 te verklaren uit het feit dat in het model van Jones (1995) rekening wordt gehouden met intertemporele spillovers van kennis bij de kennisvoorraad. Daarnaast kan het veel kortere aanpassingsproces bij de simulatie in figuur 4.3 verklaard worden uit groeiende afschrijvingen op de voorraad R&D-kapitaal naarmate de voorraad R&D-kapitaal groter wordt. Bij de R&D-kapitaalbenadering wordt er relatief snel een evenwicht bereikt waar tegenover de hogere R&D-inspanningen (bij benadering) evenveel hogere afschrijvingen komen te staan, waardoor de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal relatief snel naar nul tendert.

In het model van Jones (1995) wordt niet expliciet rekening gehouden met afschrijvingen in verband met veroudering van kennis. Indien binnen de kennisproductiefunctie impliciet een afschrijvingsparameter in gedachten wordt genomen (zie paragraaf 3.3 en de inleidende paragraaf van dit hoofdstuk), dan betreft dat een afschrijvingsparameter waarmee de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis in plaats van de bestaande voorraad kennis. Dat leidt tot een veel langer aanpassingsproces van de kennisvoor-

Hoofdstuk 4—Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en 'catching-up'

Figuur 4.3 Effect op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal van een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2%; benadering met vast afschrijvingspercentage op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar



Bron: eigen berekeningen (simulaties).

raad bij een verhoging van de R&D-inspanningen dan bij de R&D-kapitaalbenadering met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar het geval is. Dit wordt verder besproken in de volgende paragraaf, waar de consequenties van een alternatief afschrijvingsmechanisme voor het aanpassingsproces worden gezien. Dat alternatieve afschrijvingsmechanisme komt sterk overeen met de wijze waarop afschrijvingen impliciet van toepassing kunnen worden geacht binnen de kennisproductiefunctie in het model van Jones (1995).

Ontwikkeling van R&D-kapitaal als verklarende factor voor de TFP-ontwikkeling

Als de ontwikkeling van de TFP in een land verklaard wordt uit de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal, heeft dit als implicatie dat een toename van de R&D-intensiteit geen blijvend effect zou hebben op de TFP-groei, maar op langere termijn alleen het niveau van de TFP zou beïnvloeden. De R&D-inspanningen kunnen echter voortdurend blijven groeien. Bij een gegeven R&D-intensiteit gaat groei van de economie gepaard met groei van de (reële) R&D-uitgaven, waardoor de voorraad R&D-kapitaal structureel kan blijven groeien en er vanuit de voorraad R&D-kapitaal structureel voor TFP-groei kan worden gezorgd. De ontwikkeling van R&D-kapitaal wordt in empirisch onderzoek in een loglineaire relatie geplaatst tot de ontwikkeling van de TFP, waaruit elasticiteiten volgen voor de invloed van binnenlands en vaak ook buitenlands R&D-kapitaal op de TFP. Aangezien de (reële) R&D-uitgaven op langere termijn met een elasticiteit van 1 doorwerken in de voorraad R&D-kapitaal, kunnen deze elasticiteiten ook worden geïnterpreteerd als langetermijneffecten van R&D-uitgaven op de TFP.

Zoals Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) aangeven, heeft groei van de voorraad

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

R&D-kapitaal in een land (vooral TFP-groei tot gevolg vanwege spillovereffecten. De inzet van kapitaal en arbeid (van bedrijven) voor R&D-inspanningen is al verdisconteerd in de berekening van de TFP, zodat het effect van R&D-kapitaal op de TFP een extra rendement weergeeft op R&D dat voornamelijk kan worden toegeschreven aan spillovereffecten. Bij een gegeven R&D-intensiteit leidt structurele economische groei tot een structurele groei van de voorraad R&D-kapitaal die via spillovereffecten structureel bijdraagt aan TFP-groei. De spillovers leiden tot een schaal-effect bij groei van de economie (toenemende schaalopbrengsten in het totaal van arbeid, fysiek en R&D-kapitaal), dat structureel positieve impulsen geeft aan de ontwikkeling van de TFP.⁹⁸

Hierbij is binnenlands R&D-kapitaal van buitenlands R&D-kapitaal te onderscheiden. De binnenlandse TFP-ontwikkeling wordt positief beïnvloed door groei van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal. Beide kunnen structureel groeien als gevolg van structureel groeiende R&D-inspanningen. Groei van R&D-kapitaal in het buitenland beïnvloedt de TFP-groei in eigen land positief via spillovers van kennis uit het buitenland. Tegelijkertijd draagt nieuwe kennisontwikkeling in het buitenland in belangrijke mate bij aan creatieve destructie van binnenlandse kennis. Dat wordt niet expliciet gemodelleerd binnen de traditionele R&D-kapitaalbenadering, maar de afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar wordt hier voor een belangrijk deel door bepaald (afhankelijk van de omvang van de buitenlandse R&D-inspanningen in verhouding tot die in het binnenland). In de volgende paragraaf komt een benadering aan de orde waarmee de afschrijvingen op binnenlands R&D-kapitaal afhankelijk worden gemaakt van de R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau.

4.3 R&D-kapitaalbenadering met afschrijvingen afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen

Alternatief: afschrijvingen op R&D-kapitaal afhankelijk van omvang R&D-inspanningen

Een beperking van de hiervoor besproken standaardbenadering is dat wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Realistischer is om ervan uit te gaan dat de afschrijvingen afhankelijk zijn van de R&D-inspanningen in binnen- en buitenland. R&D-inspanningen leiden immers via ontwikkeling van nieuwe kennis tot creatieve destructie van eerder ontwikkelde kennis, zoals al bij de bespreking van de (semi-)endogene groeitheorie aan de orde is gekomen in paragraaf 3.3. Daar is aangegeven dat binnen de (semi-)endogene groeitheorie impliciet rekening wordt gehouden met veroudering van kennis via de algemene productiviteitsparameter van de kennisproductiefunctie (zoals beschreven is door Jones en Williams (1998, 2000)). Het betreft hier veroudering van bestaande kennis die lineair gerelateerd is aan de omvang van de R&D-inspanningen. In paragraaf 3.3 is ook aan de or-

⁹⁸ Spillovereffecten spelen ook een belangrijke rol bij de doorwerking van een verhoging van de R&D-intensiteit in de TFP via de voorraad R&D-kapitaal. Bij een verhoging van de private R&D-intensiteit geldt dat de TFP ook positief beïnvloed wordt door een hoger (privaat) rendement dat op R&D-kapitaal verwacht kan worden in vergelijking met traditioneel fysiek kapitaal. Dat hogere private rendement dient als compensatie voor het hogere risico dat aan investeringen in R&D verbonden is. Vanuit de gebruikskosten van R&D benaderd kan daarnaast een positief effect van privaat R&D-kapitaal op de TFP verwacht worden vanwege een relatief hoge afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal (in verband met veroudering van kennis). Die hogere afschrijvingsvoet dient op bedrijfsniveau gecompenseerd te worden door een hoger marginaal product van R&D-kapitaal om het verwachte rendement op R&D-kapitaal in overeenstemming te laten zijn met het vereiste rendement.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

de gekomen dat de (semi-)endogene groeitheorie vooral op het wereldwijde niveau van toepassing is te achten, omdat de spillovers van kennis zich op het wereldwijde niveau voordoen en omdat de veroudering van kennis waar impliciet rekening mee wordt gehouden in de (semi-)endogene groeitheorie op het wereldwijde niveau betrekking hebben.

Bitzer (2005) heeft binnen de R&D-kapitaalbenadering gewezen op het belang van het modelleren van afschrijvingen afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen. Hij werkt dit kwantitatief uit in een empirische analyse ter verklaring van de productie van industriële sectoren in 12 OECD-landen over de periode 1973-1997. Als verklarende variabelen voor de TFP-component binnen de ontwikkeling van de productie houdt hij rekening met R&D-kapitaal in de eigen sector, R&D-kapitaal in andere binnenlandse sectoren en R&D-kapitaal in buitenlandse sectoren. De afschrijvingen berekent hij hierbij op het niveau van individuele sectoren door deze lineair afhankelijk te maken van de eigen R&D-inspanningen in die sectoren. Daarmee houdt hij bij de afschrijvingen geen rekening met de R&D-inspanningen die buiten de eigen sector in binnen- en buitenland plaatsvinden, wat als een belangrijke beperking kan worden beschouwd.

De benadering van Bitzer (2005) is niettemin interessant en waardevol, omdat deze aanknopingspunten biedt voor een verdere verbetering van de modellering van afschrijvingen binnen de R&D-kapitaalbenadering. Een belangrijke vervolgstap zou zijn om de afschrijvingen niet alleen afhankelijk te maken van de eigen R&D-inspanningen, maar daar ook van de elders uitgevoerde R&D. Op het niveau van individuele landen is dat goed uitvoerbaar door voor een groot aantal landen dat tezamen een groot deel van de wereldwijde R&D verricht, te analyseren hoeveel afschrijvingen wereldwijd het gevolg zijn van de R&D-inspanningen in die landen en die afschrijvingen vervolgens te verdelen over de hoeveelheid R&D-kapitaal in al die landen tezamen. Dan worden de afschrijvingen in afzonderlijke landen afhankelijk gemaakt van de R&D-inspanningen in het eigen land en in het buitenland.

Die benadering zal in dit proefschrift worden toegepast bij de berekening van variabelen voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal die worden gebruikt in de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in hoofdstuk 7. Daarmee kan bij de empirische schattingen op het niveau van individuele landen een variant van de R&D-kapitaalbenadering worden toegepast die op het wereldwijde zeer dicht tegen de kennisproductiefunctie van Jones (1995) aanligt. De keuze voor het model van Jones (1995) is daarbij goed te rechtvaardigen op grond van de empirische toetsing van de (semi-)endogene groeitheorieën van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) op het wereldwijde niveau in paragraaf 3.5. De TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau (gerepresenteerd door het totaal van 20 OECD-landen) bleek daarbij duidelijk het beste verklaard te worden op basis van het model van Jones (1995). Bij de schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus in paragraaf 3.5.6 werden ook plausibele waarden gevonden voor de cruciale parameters uit de kennisproductiefunctie van Jones (1995). Daarmee is er een sterk fundament om op het niveau van individuele landen uit te gaan van de R&D-kapitaalbenadering en daarbij de afschrijvingen op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar lineair afhankelijk te maken van de wereldwijde R&D-inspanningen (voor zover gerepresenteerd door de R&D-uitgaven van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek worden opgenomen).

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

In bijlage B4 bij deze paragraaf zijn berekeningen uitgevoerd om zicht te krijgen op de onzui-verheid die optreedt bij de berekening van de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal als daarbij wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De bij die methode resulterende groei van de voorraad R&D-kapitaal op het wereldwijde niveau is daarbij over de periode 1970-2006 vergeleken met de groei van de gecumuleerde R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau. De groei van de gecumuleerde R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau is representatief voor de groei van de werkelijke kennisvoorraad opgebouwd met R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau, aangezien de afschrijvingen bij de gecumuleerde R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau lineair afhankelijk kunnen worden geacht van de gecumuleerde R&D-uitgaven zelf. Uit de berekeningen resulteert dat de groeivoet van de traditioneel berekende voorraad R&D-kapitaal met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar veel sterker fluctueert dan de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven. Ook volgt uit de berekeningen dat de resulterende afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar bij afschrijvingen die lineair afhankelijk worden gemaakt van de omvang van de R&D-uitgaven, sterk fluctueert rondom een vaste waarde zoals die bij de traditionele R&D-kapitaalbenadering van toepassing is. Griliches (2000, blz. 54) merkte over afschrijvingen op R&D-kapitaal al op (zoals reeds geciteerd in het inleidende hoofdstuk van dit proefschrift): *“It is obvious that such capital does not depreciate just because of the efflux of time or mechanical wear and tear. The obsolescence of private R&D results is clearly a function of the activity of others and is unlikely to occur at a constant rate.”*

Betekenis voor doorwerking van R&D-uitgaven in R&D-kapitaal op lange termijn

Bij simulaties waarin het effect van een verhoging of verlaging van de R&D-intensiteit op de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal wordt geanalyseerd (zoals in deze en de voorgaande paragraaf gebeurt), is het hanteren van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal vooral een beperking als de verhoging of verlaging van de R&D-intensiteit plaatsvindt op het wereldwijde niveau of in een groot land. Voor kleinere landen met een relatief klein aandeel in de wereldwijde R&D-uitgaven geldt dat de afschrijvingen voor een zeer groot deel worden bepaald door kennisontwikkeling in het buitenland. Een verhoging of verlaging van de R&D-intensiteit in zo'n land heeft relatief weinig invloed op de afschrijvingsvoet die van toepassing is op de voorraad R&D-kapitaal in eigen land. Voor grotere landen en op het wereldwijde niveau ligt dat anders. Dan is de mate van veroudering van kennis veel sterker afhankelijk van de ontwikkeling van de (eigen) R&D-inspanningen.

Op het wereldwijde niveau geldt dat de afschrijvingen volledig afhankelijk kunnen worden geacht van de R&D-inspanningen. Meer ontwikkeling van nieuwe kennis gaat dan samen met meer afschrijvingen. Tegelijkertijd geldt echter dat hogere R&D-inspanningen permanent een impuls blijven geven aan de groei van de kennisvoorraad op het wereldwijde niveau, omdat de afschrijvingen als gevolg van nieuw ontwikkelde kennis telkens geringer zijn dan de nieuw ontwikkelde kennis zelf. Relatief gezien, ten opzichte van de totale kennisvoorraad, wordt het effect van hogere R&D-inspanningen wel steeds geringer, waardoor het effect op de groeivoet van de productiviteit ook steeds verder afneemt. Het relatieve effect daalt op lange termijn asymptotisch naar nul door de steeds grotere kennisvoorraad in de noemer. Dat mechanisme is al naar voren gekomen bij de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995).

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

Hieronder zal aan de hand van enkele simulaties worden verduidelijkt hoe de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal reageert op een verhoging van de R&D-intensiteit indien de afschrijvingen op de voorraad R&D-kapitaal afhankelijk zijn van de R&D-inspanningen. Eerst wordt dit gedaan op het wereldwijde niveau, waarna vervolgens tweelandenmodellen worden gebruikt om de aanpassingsprocessen te illustreren die gelden voor individuele landen. De simulatie op het wereldwijde niveau sluit nauw aan bij eerdere simulaties van Jones (1995), met dien verstande dat hier expliciet rekening zal worden gehouden met afschrijvingen vanwege veroudering van kennis en dat hier de R&D-inspanningen worden gerepresenteerd door R&D-uitgaven in plaats van de hoeveelheid R&D-personeel. Daarnaast zal hier geen rekening worden gehouden met intertemporele spillovers van kennis, zoals in de (semi-)endogene groetheorie het geval is. Spillovers van kennis vinden binnen de R&D-kapitaalbenadering direct plaats, waarbij de spillovereffecten zijn verwerkt in de coëfficiënten voor R&D-kapitaal bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling dan wel de (arbeidsbesparende) technologische ontwikkeling. Die coëfficiënten spelen in de onderstaande simulaties echter geen rol, omdat alleen het aanpassingsproces van de voorraad R&D-kapitaal in beeld zal worden gebracht. Dit impliceert ook dat spillovers van buitenlandse R&D-inspanningen hier niet gemodelleerd hoeven te worden. Internationale spillovers worden dus niet in beeld gebracht in de tweelandenmodellen. Buitenlands R&D-kapitaal werkt in de tweelandenmodellen alleen door in de afschrijvingen op het binnenlandse R&D-kapitaal.

Basispad en lineaire afschrijvingsvoet bij te presenteren simulaties

Er is voor gekozen om op het wereldwijde niveau een basispad te kiezen waarbij het volume van de R&D-uitgaven jaarlijks 2,4% groeit. Dat komt overeen met de gemiddelde groei van het volume van de R&D-uitgaven (privaat plus publiek) over de periode 1969-2006 in de 20 landen waarvoor data verzameld zijn voor de empirische analyse in dit proefschrift.⁹⁹ Hierbij is een lineaire afschrijvingsvoet berekend voor de veroudering van R&D-kapitaal in het voorgaande jaar als gevolg van nieuwe R&D-inspanningen die op het basispad overeenkomt met een vaste afschrijvingsvoet van 15% op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Daarmee is de in de literatuur gangbare vaste afschrijvingsvoet van 15% op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar als uitgangspunt genomen voor de kwantificering van de genoemde lineaire afschrijvingsvoet. Bij een groei van de R&D-uitgaven met 2,4% op het basispad blijkt voor de lineaire afschrijvingsvoet een waarde van ruim 0,86 consistent te zijn met een vaste afschrijvingsvoet van 15% op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Deze waarde voor de lineaire afschrijvingsvoet houdt in dat een euro aan R&D-uitgaven zou leiden tot een creatieve destructie van eerder gevormd R&D-kapitaal van ruim 86 eurocent, zodat per euro R&D per saldo slechts bijna 14 eurocent wordt toegevoegd aan de voorraad R&D-kapitaal.

Voor het berekenen van de lineaire afschrijvingsvoet van ruim 0,86 is een formule afgeleid. De formule volgt uit het aan elkaar gelijkstellen van de afschrijvingen binnen een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal met afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de R&D-inspanningen aan de afschrijvingen binnen een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal met af-

⁹⁹ Bij het berekenen van de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven is gebruikgemaakt van een deflator die voor de helft de algemene loonontwikkeling weergeeft en voor de andere helft de prijsontwikkeling van de binnenlandse afzet. Op deze wijze wordt er rekening gehouden mee gehouden dat de R&D-uitgaven voor ongeveer de helft bestaan uit loonkosten, in navolging van Coe en Helpman (1995).

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

schrijvingen volgens een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De laatste accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal betreft de eerder weergegeven vergelijking (4.1). Een accumulatie voor R&D-kapitaal met afschrijvingen lineair afhankelijk van de R&D-inspanningen ziet er als volgt uit:

$$(4.6) \quad RDK_t = RDK_{t-1} + (1 - \delta^{lin}) RD_t$$

De voorraad R&D-kapitaal in jaar t is hierin gelijk aan de voorraad R&D-kapitaal in jaar $t-1$ met daarbij opgeteld de R&D-inspanningen in jaar t gecorrigeerd voor veroudering van bestaande kennis door deze R&D-inspanningen via de lineaire afschrijvingsparameter δ^{lin} . Het gelijkstellen van de afschrijvingen binnen de vergelijkingen (4.1) en (4.6) levert op:

$$(4.7) \quad \delta^{lin} RD_t = \delta RDK_{t-1} \Leftrightarrow \frac{\delta^{lin}}{\delta} = \frac{RDK_{t-1}}{RD_t}$$

De verhouding $\frac{RDK_{t-1}}{RD_t}$ binnen relatie (4.7) is bij een constante groeivoet van de R&D-uitgaven te berekenen door het sommeren van een meetkundige reeks voor $(1 - \delta^{lin}) RD$ over een oneindige periode in het verleden. Dat kan door de eerder gepresenteerde formule (4.5) uit het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) als volgt te bewerken:

$$(4.8) \quad RDK_{t^*} = \frac{(1 - \delta^{lin}) RD_{t^*}}{\left(\frac{g}{1+g}\right)} \Leftrightarrow RDK_{t^*-1} = \frac{(1 - \delta^{lin}) \frac{RD_{t^*}}{1+g}}{\left(\frac{g}{1+g}\right)} = \frac{(1 - \delta^{lin}) RD_{t^*}}{g}$$

Deze relatie geeft de som van $(1 - \delta^{lin}) RD$ over een oneindige periode in het verleden weer vanuit een evenwichtige positie op het basispad, aangegeven met t^* als tijdsaanduiding. Ten opzichte van formule (4.5) is de vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar (δ) uit de noemer verwijderd (op 0 gesteld) en vervangen door een lineaire afschrijvingsvoet in de teller (δ^{lin}), conform vergelijking (4.6). Om aan de linkerkant van de relatie op de één jaar vertraagde voorraad R&D-kapitaal uit te komen, zijn verder de R&D-uitgaven in de teller met een factor $1/(1+g)$ vermenigvuldigd, waarmee deze feitelijk zijn omgezet naar de één jaar vertraagde R&D-uitgaven.¹⁰⁰ Voor de één jaar vertraagde voorraad R&D-kapitaal in verhouding tot de onvertraagde R&D-uitgaven volgt dan uit relatie (4.8):

¹⁰⁰ De aansluiting bij de kennisproductiefunctie uit de theorie van Jones (1995) is hier sterk zichtbaar. In de langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus ter verklaring van de stand van de arbeidsbesparende technologische ontwikkeling op basis van de theorie van Jones (1995) komen de gecumuleerde R&D-inspanningen op dezelfde wijze tot uitdrukking als in bovenstaande relatie (4.8) indien de schaalparameter voor de R&D-uitgaven in de kennisproductiefunctie van Jones (1995) een waarde van 1 heeft en de intertemporele spilloverparameter een waarde van 0 (zie paragraaf 3.2.3 en bijlage B3 (‘Stap 1’) bij paragraaf 3.5.5). Een verschil is dat nu expliciet een afschrijvingsparameter is weergegeven.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

$$(4.9) \quad \frac{RDK_{t-1}^*}{RD_t^*} = \frac{1 - \delta^{lin}}{g}$$

Dit invullen in relatie (4.7) leid tot:

$$(4.10) \quad \delta^{lin} = \frac{\delta}{g + \delta}$$

Hiermee resulteert bij een vaste groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4% en een vaste afschrijvingsvoet van 15% over de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar de eerdergenoemde waarde van ruim 0,86 voor de lineaire afschrijvingsparameter waarbij de afschrijvingen afhankelijk zijn gesteld van de R&D-inspanningen.

De simulaties worden uitgevoerd op basis van vergelijking (4.6) als accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal, met de waarde van ruim 0,86 ingevuld als waarde voor de lineaire afschrijvingsparameter. De voorraad R&D-kapitaal in de uitgangssituatie wordt nu berekend aan de hand van formule (4.8), die voor het beginjaar 0 als volgt is te formuleren:

$$(4.11) \quad RDK_0 = \frac{(1 - \delta^{lin}) RD_0}{\left(\frac{g}{1 + g} \right)}$$

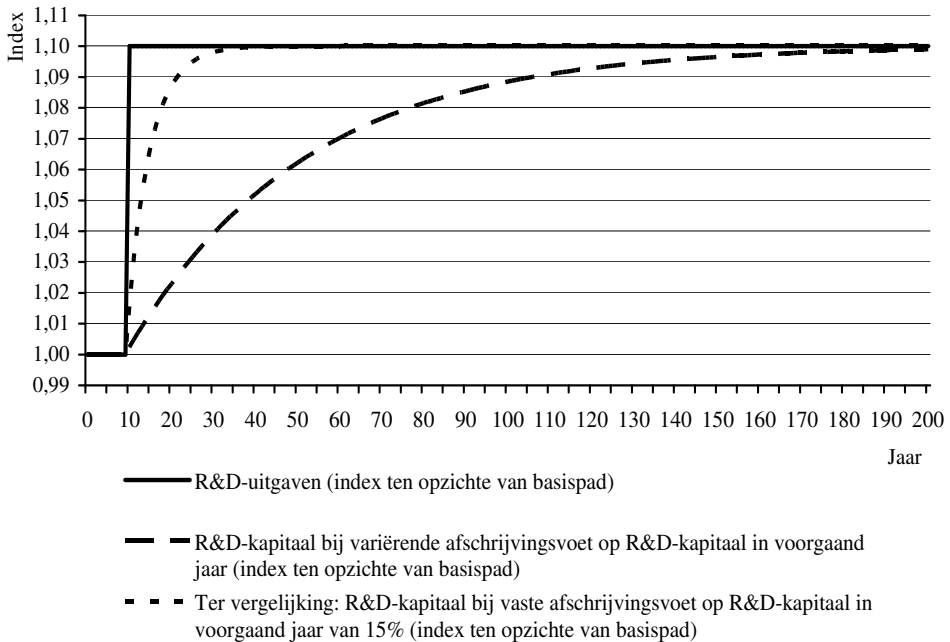
Doorwerking van R&D-uitgaven in R&D-kapitaal op lange termijn; wereldwijde niveau

Figuur 4.4 geeft het aanpassingsproces weer dat op het wereldwijde niveau uit de simulaties volgt bij een toename van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van het basispad waarop de R&D-uitgaven jaarlijks 2,4% groeien. Ter vergelijking is in de figuur ook het aanpassingsproces opgenomen dat bij een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15% van toepassing zou zijn. In beide gevallen blijkt de hoeveelheid R&D-kapitaal op lange termijn 10% hoger uit te komen dan op het basispad. Het aanpassingsproces duurt echter veel langer als wordt uitgegaan van afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven.

Figuur 4.5 toont voor beide afschrijvingsvarianten de effecten op de groeivoet van R&D-kapitaal. Daarin is ook zichtbaar gemaakt hoe de afschrijvingen in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar verlopen in de variant waarin de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn gesteld van de R&D-inspanningen. Die blijken in het jaar van de 10%-toename van de R&D-uitgaven te stijgen van 15% als basispadwaarde naar 16,5%, waarna deze geleidelijk teruglopen naar 15% op lange termijn. Het hogere afschrijvingspercentage waarvan gedurende het aanpassingsproces sprake is, verklaart dat het aanpassingsproces bij lineaire afschrijvingen die afhankelijk zijn van de R&D-inspanningen, veel langer duurt. Dat hogere afschrijvingspercentage leidt ertoe dat het effect op de groei van de voorraad R&D-kapitaal in de eerste jaren van het aanpassingsproces veel minder sterk is, wat op langere termijn wordt goedgemaakt. Op lange termijn is het procentuele effect op de voorraad R&D-kapitaal bij bei-

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur 4.4 Aanpassingsproces van R&D-kapitaal bij een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4%; benadering waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven, toegepast op het wereldwijde niveau



Bron: eigen berekeningen (simulaties).

de afschrijvingsmethodieken even sterk, namelijk 10%, zoals hierboven al werd aangegeven aan de hand van figuur 4.4.

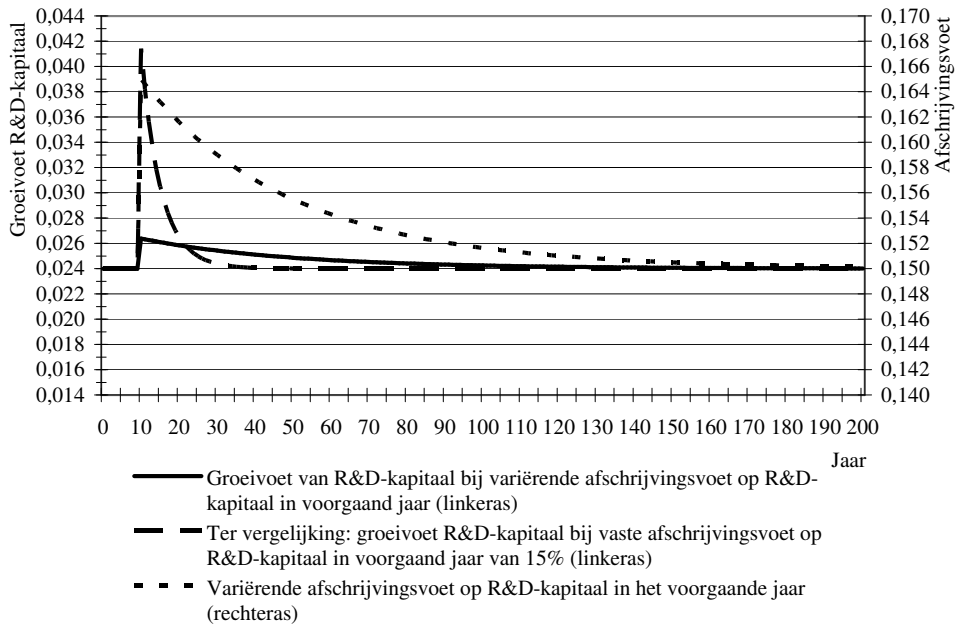
Doorwerking van R&D-uitgaven in R&D-kapitaal op lange termijn; tweelandenmodel met twee grote landen die samen de wereld vormen

Figuur 4.6 geeft het aanpassingsproces na een toename van de R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad met 10% weer voor een afzonderlijk land binnen een tweelandenmodel. Verondersteld is dat de wereld uit twee grote landen A en B bestaat met even hoge R&D-uitgaven in de uitgangssituatie. De toename van de R&D-uitgaven in land A gaat gepaard met een groei van de voorraad R&D-kapitaal in land A ten opzichte van het basispad, terwijl in land B de voorraad R&D-kapitaal negatief beïnvloed wordt als gevolg van de hogere afschrijvingen, voortvloeiende uit de extra kennisontwikkeling in land A. Opmerkelijk is echter dat op lange termijn de voorraad R&D-kapitaal in land B bij benadering weer het niveau op het basispad weet te bereiken, terwijl de kennisvoorraad in land A op lange termijn bij benadering met 10% stijgt ten opzichte van het basispad.

De verklaring die hiervoor gegeven kan worden na analyse van de achterliggende berekeningen, is dat de volgende twee effecten tegen elkaar inwerken op de afschrijvingen. Enerzijds leiden de hogere R&D-uitgaven in land A tot hogere afschrijvingen in zowel land A als land B. Anderzijds brengt de stijging van de voorraad R&D-kapitaal in land A ten opzichte van het

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur 4.5 Effect op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal van een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4%; benadering waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven, toegepast op het wereldwijde niveau



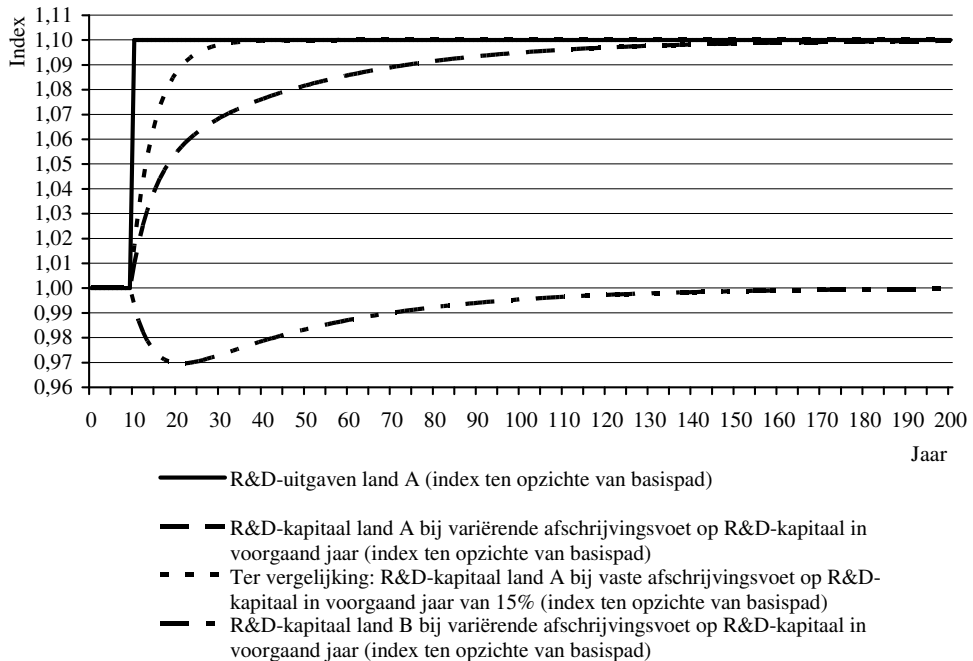
Bron: eigen berekeningen (simulaties).

basispad met zich mee dat een groter deel van de afschrijvingen als gevolg van de R&D-inspanningen in de landen A en B tezamen neerslaan in land A. De afschrijvingen zijn bij de berekeningen namelijk verdeeld over de twee landen in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal in de twee landen. De toename van de R&D-uitgaven in land A ten opzichte van het basispad heeft als direct gevolg dat er extra wordt afgeschreven op R&D-kapitaal in zowel land A als land B. De stijging van de voorraad R&D-kapitaal in land A ten opzichte van land B gaat er vervolgens mee gepaard dat de afschrijvingen die het gevolg zijn van de R&D-uitgaven van de landen A en B op het basispad voor een groter deel in land A plaatsvinden. Voor land B heeft dat een zodanige neerwaartse invloed op de afschrijvingen tot gevolg dat de afschrijvingen in het langetermijnevenwicht per saldo niet worden beïnvloed door de hogere R&D-uitgaven in land A.¹⁰¹

Figuur 4.7 brengt de gevolgen voor de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal in de twee landen in beeld, alsmede het verloop van de afschrijvingen in land A in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De afschrijvingen blijken net als in de simulatie op het wereldwijde niveau in figuur 4.5 op lange termijn weer de 15% te naderen in ver-

¹⁰¹ Als gevolg van de hogere afschrijvingen tijdens de aanpassingsperiode is wel blijvend sprake van een beperkt negatief effect op de absolute omvang van de voorraad R&D-kapitaal in land B. In verhouding tot de constant groeiende omvang van de voorraad R&D-kapitaal op het basispad met 2,4% per jaar (zie figuur 4.7) daalt dit effect op lange termijn asymptotisch naar 0.

Figuur 4.6 Aanpassingsproces van R&D-kapitaal bij een verhoging van de R&D-uitgaven in land A met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4%; benadering waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven, toegepast in een tweelandenmodel waarin de wereld bestaat uit twee grote landen met even hoge R&D-uitgaven in de uitgangssituatie (landen A en B)



Bron: eigen berekeningen (simulaties).

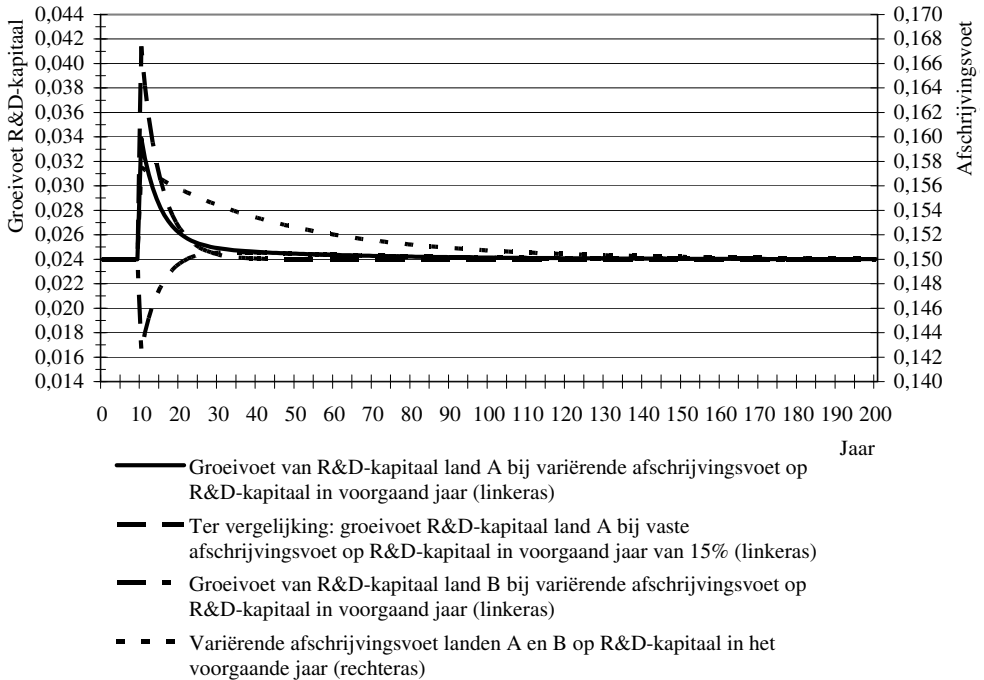
houding tot de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De aanvankelijke stijging van deze afschrijvingsvoet na de toename van de R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad met 10% in land A is half zo sterk als in figuur 4.5, waar de R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau met 10% stijgen ten opzichte van het basispad. Verder is te zien dat de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal in land B na een aanvankelijke sterke daling ten opzichte van het basispad op termijn iets boven het niveau van het basispad uitkomt, om op lange termijn terug te tenderen naar het niveau van het basispad.

Doorwerking van R&D-uitgaven in R&D-kapitaal op lange termijn; tweelandenmodel met een groot en een klein land die samen de wereld vormen

De figuren 4.8 en 4.9 tonen vervolgens de aanpassingsprocessen na een verhoging van de R&D-uitgaven binnen een tweelandenmodel waarin verondersteld is dat de wereld bestaat uit een klein land A dat in de uitgangssituatie een aandeel van 2% in de totale wereldwijde R&D-uitgaven heeft en een groot land B met het overige aandeel van 98% in de totale wereldwijde R&D-uitgaven. Figuur 4.8 geeft het aanpassingsproces weer bij een toename van de R&D-uitgaven in land A met 10% ten opzichte van het basispad, terwijl in figuur 4.9 is uitgegaan van een toename van de R&D-uitgaven in land B met 10% ten opzichte van het basispad.

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur 4.7 Effect op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal van een verhoging van de R&D-uitgaven in land A met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4%; benadering waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven, toegepast in een tweelanden-model waarin de wereld bestaat uit twee grote landen met even hoge R&D-uitgaven in de uitgangssituatie (landen A en B)



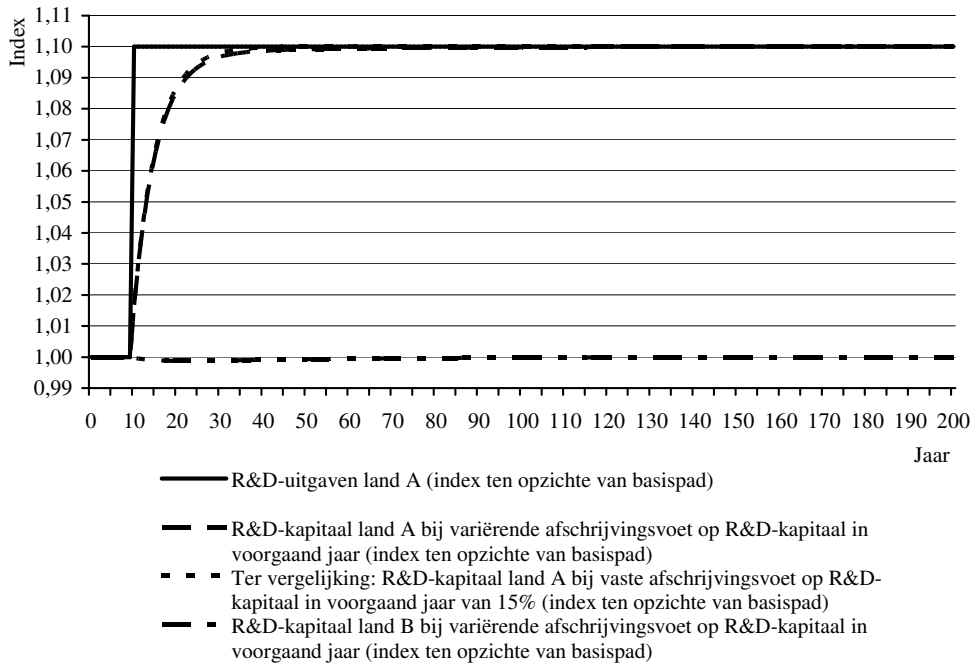
Bron: eigen berekeningen (simulaties).

Opvallend in figuur 4.8 is dat het aanpassingsproces daar bijna identiek is aan hetgeen volgt bij een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15%. Dat laat zien dat het voor het effect van een toename van de R&D-uitgaven in kleine landen weinig verschil maakt of wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar of van afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven in binnen- en buitenland. De omvang van de R&D-uitgaven in een klein land is te gering om een substantiële invloed te hebben op de omvang van de afschrijvingen in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Die afschrijvingen worden voor het overgrote deel door R&D-inspanningen in het buitenland bepaald.

Figuur 4.9 geeft een tegengesteld beeld voor een land dat een aandeel van 98% zou hebben in de R&D-uitgaven in de uitgangssituatie. Dat land representeert voor een klein land als bijvoorbeeld Nederland de externe buitenlandse omgeving. Uit de figuur volgt dat een toename van de R&D-uitgaven in het buitenland met 10% ten opzichte van het basispad (bij gelijkblijvende R&D-uitgaven ten opzichte van het basispad in eigen land) een lange periode een aanzienlijke negatieve invloed heeft op de voorraad R&D-kapitaal in eigen land. Tegelijkertijd

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur 4.8 Aanpassingsproces van R&D-kapitaal bij een verhoging van de R&D-uitgaven in land A met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4%; benadering waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven, toegepast in een tweelandenmodel waarin de wereld bestaat uit een klein land A met 2% van de wereldwijde R&D-uitgaven in de uitgangssituatie en een zeer groot land B dat 98% van de wereldwijde R&D-uitgaven heeft in de uitgangssituatie

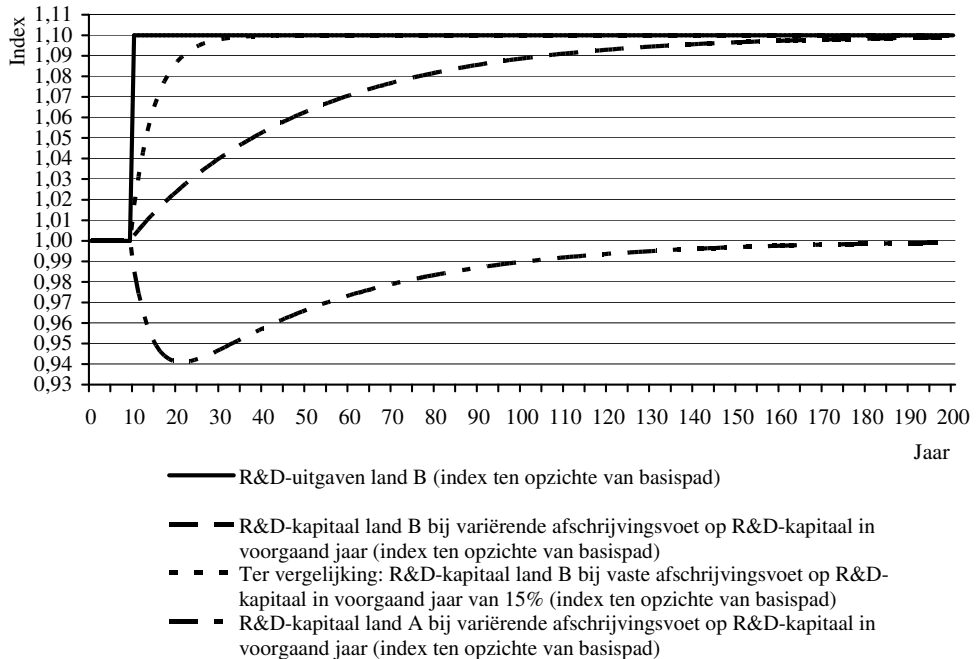


Bron: eigen berekeningen (simulaties).

volgt een langdurig aanpassingsproces van de voorraad R&D-kapitaal in het buitenland. Via internationale spillovers kan dat langdurig een positieve invloed hebben op de productiviteits-groei in eigen land. Aanvankelijk staat tegenover dit te verwachten spillovereffect van buitenlands R&D-kapitaal een negatief effect op de eigen voorraad R&D-kapitaal. Op langere termijn ebt het negatieve effect op de eigen voorraad R&D-kapitaal weg, terwijl de voorraad buitenlands R&D-kapitaal naar een langetermijnevenwicht beweegt dat 10% boven het niveau op het basispad ligt.

Daarmee zijn er op langere termijn alleen gunstige productiviteitseffecten in eigen land te verwachten van de hogere R&D-uitgaven in het buitenland. In de eerste fase van het aanpassingsproces is het saldo-effect op de productiviteit in eigen land niet op voorhand duidelijk. Dat hangt af van de coëfficiënten/elasticiteiten waarmee de binnenlandse en de buitenlandse voorraad R&D-kapitaal doorwerken in de binnenlandse productiviteit. Een verhoging van de R&D-uitgaven in het buitenland heeft wel zowel op korte als lange termijn een negatieve invloed op de technologische concurrentiepositie van het eigen land. In figuur 4.9 neemt de voorraad R&D-kapitaal in land B op lange termijn namelijk met 10% toe ten opzichte van de

Figuur 4.9 Aanpassingsproces van R&D-kapitaal bij een verhoging van de R&D-uitgaven in land B met 10% (in jaar 10) ten opzichte van een basispad met een groeivoet van de R&D-uitgaven van 2,4%; benadering waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de R&D-uitgaven, toegepast in een tweelandenmodel waarin de wereld bestaat uit een klein land A met 2% van de wereldwijde R&D-uitgaven in de uitgangssituatie en een zeer groot land B dat 98% van de wereldwijde R&D-uitgaven heeft in de uitgangssituatie



Bron: eigen berekeningen (simulaties).

voorraad R&D-kapitaal in land A, waarmee de R&D-kapitaalpositie van land A met ruim 9% verslechtert ten opzichte van land B.

4.4 R&D-kapitaalbenadering waarbij de groei van de productiviteit lineair afhankelijk wordt geacht van het niveau van de R&D-intensiteit

Derde benadering: TFP-groei afhankelijk gesteld van het niveau van de R&D-intensiteit, waarbij wordt geabstraheerd van afschrijvingen op R&D-kapitaal

Een derde benadering binnen de R&D-kapitaalbenadering is het abstraheren van afschrijvingen op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Dan kan een relatie worden afgeleid waarin de TFP-groei afhankelijk is van het niveau van de R&D-intensiteit, gedefinieerd als R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde. De coëfficiënt drukt daarbij een rendement op R&D-kapitaal uit, zoals wiskundig is af te leiden. Griliches (1971, 1973) en Terleckyj (1974) hebben analytisch laten zien hoe vanuit de R&D-kapitaalbenadering een relatie tussen de TFP-groei en de R&D-intensiteit is te verkrijgen die het rendement van R&D-kapitaal uitdrukt als wordt geabstraheerd van afschrijvingen. Zo direct zal worden besproken langs welke

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

lijnen dat werd gedaan. Eerst wordt nog een indruk gegeven van de vroegere historie van deze benadering.

Diverse studies gingen al eerder uit van een relatie tussen de R&D-inspanningen in verhouding tot de economische activiteit van bedrijven en de productiviteitsgroei. Als voorbeeld kan Kendrick (1961, blz. 182-183) genoemd worden, die op grafische wijze een positieve relatie toont tussen de TFP-groei en de R&D-uitgaven als percentage van de omzet in Amerikaanse industriële sectoren. Hij bespreekt hierbij eerder onderzoek van Terleckyj (1960), waarin in een regressieanalyse ter verklaring van TFP-groei in Amerikaanse industriële sectoren een positieve invloed werd gevonden van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de totale inzet van arbeid. Op vergelijkbare wijze onderzocht Minasian (1962) in een regressieanalyse op het niveau van individuele bedrijven (uit de Amerikaanse chemische industrie) al de relatie tussen de productiviteitsgroei en de omvang van de R&D-uitgaven in verhouding tot de inzet van kapitaal en arbeid. Mansfield (1965), Minasian (1969) en Fellner (1970) berekenden al rendementen op R&D-kapitaal langs de lijnen die door Griliches (1971, 1973) en Terleckyj (1974) zijn uitgewerkt. Dit betrof rendementen op het niveau van individuele bedrijven (Mansfield, 1965; Minasian, 1969), industriële sectoren (Mansfield, 1965) en het totale bedrijfsleven (Fellner, 1970).

Het startpunt in de analytische uitwerkingen van Griliches (1971, 1973) en Terleckyj (1974) is een productiefunctie met een algemene vormgeving, die vervolgens concreet wordt ingevuld door een Cobb-Douglas-productiefunctie van de volgende gedaante:

$$(4.12) \quad Y = Ae^{\lambda t} K^\alpha L^{1-\alpha} RDK^\mu$$

Hierin is de technologische ontwikkeling afhankelijk van een exogene component λ en van een invloed van R&D-kapitaal via de elasticiteit μ .¹⁰² In groeivoeten uitgedrukt geldt:

$$(4.13) \quad \frac{dY}{Y} = \lambda + \alpha \frac{dK}{K} + (1-\alpha) \frac{dL}{L} + \mu \frac{dRDK}{RDK}$$

Vergelijking (4.13) kan als volgt worden herschreven tot een vergelijking voor de TFP-groei:

$$(4.14) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \frac{dY}{Y} - \alpha \frac{dK}{K} - (1-\alpha) \frac{dL}{L} = \lambda + \mu \frac{dRDK}{RDK}$$

Een volgende stap is om de elasticiteit μ voor de invloed van R&D-kapitaal binnen deze vergelijking uit te schrijven tot $\frac{\partial Y}{\partial RDK} \frac{RDK}{Y}$:

¹⁰² Het symbool λ voor de exogene technologische ontwikkeling is overgenomen uit de door Griliches (1971, 1973) en Terleckyj (1974) gepresenteerde vergelijkingen. Op andere plaatsen in dit proefschrift is λ een vast symbool voor het weergeven van de schaalparameter binnen de kennisproductiefunctie uit de (semi-)endogene groeitheorie.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

$$(4.15) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \frac{\partial Y}{\partial RDK} \frac{RDK}{Y} \frac{dRDK}{RDK}$$

Die vergelijking is te herschrijven tot:

$$(4.16) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \frac{\partial Y}{\partial RDK} \frac{dRDK}{Y}$$

Als vervolgens wordt geabstraheerd van afschrijvingen op R&D-kapitaal door deze op nul te stellen, dan kan de mutatie van de voorraad R&D-kapitaal ($dRDK$) worden omgezet in de omvang van de (reële) R&D-uitgaven (RD):

$$(4.17) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \frac{\partial Y}{\partial RDK} \frac{RD}{Y}$$

Daarmee is een relatie verkregen waarin de groei van de TFP afhankelijk is van een constante term en van de R&D-intensiteit (RD/Y) vermenigvuldigd met de marginale productiviteit van R&D-kapitaal. Door tot slot de marginale productiviteit van R&D-kapitaal als gegeven te veronderstellen, volgt:

$$(4.18) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \rho \frac{RD}{Y}$$

Hiermee is een relatie verkregen waarin ρ het rendement van R&D-kapitaal weergeeft, dat als gegeven wordt beschouwd. Uiteraard is een belangrijke beperking dat de afschrijvingen op nul zijn verondersteld. Daarmee is deze vergelijking moeilijk interpreteerbaar op het niveau van individuele landen. De variabele RD zou hier de netto-investeringen in R&D dienen weer te geven, terwijl feitelijk wordt uitgegaan van een variabele die de bruto-investeringen in R&D weergeeft. Herschreven tot een vergelijking waarin wel de netto-investeringen in R&D zijn weergegeven, geldt:

$$(4.19) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \rho \frac{RD - \delta RDK}{Y} = \lambda + \rho \left(1 - \frac{\delta RDK}{RD} \right) \frac{RD}{Y}$$

De parameter ρ , die hier het rendement op R&D-kapitaal blijft weergegeven, kan daarmee worden opgevat als een brutorendement op investeringen in R&D, waar een nettorendement uit volgt als wordt gecorrigeerd voor afschrijvingen in verhouding tot de bruto-investeringen in R&D (Griliches, 1971, 1973, 1988, 2000 (blz. 50)). Dat nettorendement op investeringen in R&D wordt weergegeven door de term $\rho \left(1 - \frac{\delta RDK}{RD} \right)$ in vergelijking (4.19). Een empirische schatting van het effect van de R&D-intensiteit op de TFP-groei geeft daarmee een nettorendement op investeringen in R&D weer en dus niet de marginale productiviteit van R&D-kapitaal. De marginale productiviteit van R&D-kapitaal zou geschat worden indien de netto-R&D-intensiteit als verklarende variabele wordt gebruikt, zoals te zien is in vergelijking

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

(4.16). Die marginale productiviteit van R&D-kapitaal wordt in vergelijking (4.19) weergegeven als brutorendement door de parameter ρ .

De factor $1 - \frac{\delta RDK}{RD}$, die binnen vergelijking (4.19) de verhouding tussen het nettorendement en het brutorendement uitdrukt, varieert op het niveau van individuele landen over de tijd. Op het wereldwijde niveau kan worden uitgegaan van een vaste waarde voor die factor. Op het wereldwijde niveau kunnen de afschrijvingen namelijk lineair afhankelijk worden gesteld van de R&D-uitgaven via een lineaire parameter δ^{lin} , conform vergelijking (4.6) in paragraaf 4.3. Daaruit volgt voor $\frac{\delta RDK}{RD}$ dan $\frac{\delta^{lin} RD}{RD} = \delta^{lin}$. Vergelijking (4.19) kan dan ook beter op het wereldwijde niveau worden geïnterpreteerd. Dan kan net als bij een kennisproductiefunctie uit de (semi-)endogene groeitheorie impliciet rekening gehouden worden met afschrijvingen bij de ontwikkeling van nieuwe kennis door vóór de R&D-uitgaven een afschrijvingsterm te denken:

$$(4.20) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \rho \frac{(1 - \delta^{lin}) RD}{Y}$$

Binnen deze vergelijking, die van toepassing is op het wereldwijde niveau, geldt een vast nettorendement op investeringen in R&D dat gelijk is aan $\rho(1 - \delta^{lin})$, zoals directer is weergegeven in de volgende relatie:

$$(4.21) \quad \frac{dTFP}{TFP} = \lambda + \rho(1 - \delta^{lin}) \frac{RD}{Y}$$

Economische interpretatie, mede in relatie tot de theorie van Jones (1995)

Niet direct duidelijk is hoe deze relatie economisch gezien geïnterpreteerd kan worden, mede in relatie tot de (semi-)endogene groeitheorie. Volgens de theorie van Jones (1995) zou een verhoging van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking geen permanent effect op de productiviteitsgroei hebben. Op vergelijkbare wijze zou uit vergelijking (4.14), die ten grondslag ligt aan vergelijking (4.21), opgemaakt kunnen worden dat een verhoging van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde geen permanent effect heeft op de productiviteitsgroei. Een $x\%$ hoger niveau van de R&D-uitgaven ten opzichte van een basispad voor de R&D-uitgaven met een constante omvang van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde zou op lange termijn leiden tot $x\%$ extra R&D-kapitaal in verhouding tot de toegevoegde waarde. In de theorie van Jones (1995) wordt als R&D-intensiteit uitgegaan van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. Dat geeft een vergelijkbaar resultaat: een verhoging van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking met $x\%$ leidt op lange termijn tot $x\%$ extra gecumuleerde R&D-inspanningen (gemeeten aan de hand van de gecumuleerde inzet van R&D-personeel) in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking (zie paragraaf 3.2.3).

Een verschil is echter dat bij de benadering van Jones (1995) de omvang van de beroepsbevolking in de noemer onafhankelijk is van de omvang van de R&D-inspanningen, terwijl bij

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

bovenstaande vergelijkingen op basis van de analyses van Griliches (1971, 1973) en Terleckyj (1974) de omvang van de toegevoegde waarde mede afhankelijk is van de omvang van de voorraad R&D-kapitaal. Hierdoor is bij een verhoging van de R&D-uitgaven in verhouding tot de omvang van de toegevoegde waarde sprake van een multiplierwerking. Een toename van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde leidt tot meer R&D-kapitaal in verhouding tot de toegevoegde waarde, wat vervolgens een positieve invloed heeft op de omvang van de toegevoegde waarde via elasticiteit μ in vergelijking (4.12). Bij een handhaving van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde op het hogere niveau leidt dat vervolgens tot een verdere toename van de R&D-uitgaven. Hierdoor kan een zichzelf voortstuwend proces voordoen waarbij de R&D-uitgaven steeds hoger worden en daarmee via de voorraad R&D-kapitaal ook de toegevoegde waarde en de TFP.

Onder twee voorwaarden leidt dat tot een permanent niet-afnemend effect van een hogere R&D-intensiteit op de TFP-groei: een groei van de toegevoegde waarde zou telkens gevolgd moeten worden door een even sterke groei van de R&D-uitgaven (elasticiteit van 1, zodat de R&D-intensiteit gelijk blijft) en de groei van de voorraad R&D-kapitaal zou in de TFP moeten doorwerken met een elasticiteit van 1. De laatste voorwaarde impliceert dat sprake zou moeten zijn van constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal. Dan is de marginale productiviteit van R&D-kapitaal onafhankelijk van de omvang van de hoeveelheid R&D-kapitaal (zowel in absolute zin als in verhouding tot de toegevoegde waarde). Hier wordt feitelijk van uitgegaan indien parameter ρ binnen vergelijking (4.21) als gegeven wordt beschouwd.

De constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal houden in dat een verhoging van de R&D-intensiteit in vergelijking (4.21) met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de TFP-groei. Vergelijking (4.14) toont dat dat loopt via een hogere groei van de voorraad R&D-kapitaal, die bij constante meeropbrengsten met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de TFP-groei. Bij een blijvend hoger niveau van de R&D-intensiteit werkt de hogere TFP-groei vervolgens met een elasticiteit van 1 door in de groei van de R&D-uitgaven, zodat na de verhoging van de R&D-intensiteit een nieuwe impuls aan de groei van de R&D-uitgaven wordt gegeven. Doordat de R&D-uitgaven op deze wijze de TFP-ontwikkeling volledig volgen, wordt continu een toename van de TFP bereikt die in verhouding tot het niveau van de TFP stabiel kan blijven. Een afnemend effect op de TFP-groei vanwege een steeds groter wordend TFP-niveau in de noemer van de TFP-groei wordt daarmee voorkomen.

Afgevraagd kan vervolgens worden in hoeverre het realistisch is dat R&D-kapitaal met een elasticiteit van 1 zou doorwerken in de TFP-groei. Empirisch onderzoek naar het effect van R&D-kapitaal op de TFP-groei op het niveau van individuele landen wijst op een elasticiteit kleiner dan 1 en daarmee afnemende meeropbrengsten van R&D. De elasticiteit voor het effect van binnenlands R&D-kapitaal op de TFP komt bijvoorbeeld in onderzoek van Coe en Helpman (1995) en Guellec en van Pottelsberghe (2001, 2004) veel lager uit dan 1. Zo bedraagt deze in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) 0,08 voor kleinere landen zoals Nederland en 0,23 voor grote landen behorend tot de G7. Een benadering van de effecten van R&D-kapitaal op de TFP-groei op het wereldwijde niveau wordt verkregen als de elasticiteiten voor de effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in deze onderzoeken bij elkaar worden opgeteld. Ook dan blijft het effect van R&D-kapitaal nog verwijderd van een elasticiteit van 1. In het onderzoek van Coe en Helpman (1995) varieert die gesommeerde

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

elasticiteit van 0,13 tot 0,32 tussen de 22 landen uit het onderzoek, afhankelijk van de grootte van een land en de openheid van de economie.¹⁰³ In paragraaf 3.5.6 van dit proefschrift werd bij de empirische schattingen op het wereldwijde niveau ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van het model van Jones (1995) een langetermijnelasticiteit van 0,44 gevonden voor het effect van de gecumuleerde R&D-uitgaven.¹⁰⁴ Deze gecumuleerde R&D-uitgaven representeren via een elasticiteit van 1 de voorraad R&D-kapitaal op het wereldwijde niveau bij afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de R&D-inspanningen. Uit de hier genoemde empirische resultaten kan geconcludeerd worden dat er empirisch geen grondslag bestaat voor constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal. De empirie wijst erop dat de marginale productiviteit van R&D-kapitaal lager is naarmate de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de economie groter zijn.

Toepassing in de praktijk

Ondanks de wetenschappelijke beperkingen/bezwaren die aan het uitgaan van een vaste relatie tussen de R&D-intensiteit en de TFP-groei zijn verbonden, wordt deze modellering veel toegepast in de literatuur, vooral op meso- en individueel bedrijfsniveau. Het voordeel daarbij is dat bij empirische schattingen dezelfde rendementscoëfficiënt kan worden gehanteerd voor verschillende sectoren. Outputelasticiteiten voor R&D-kapitaal kunnen sterk variërend worden geacht tussen sectoren, vanwege verschillende verhoudingen tussen de hoeveelheid R&D-kapitaal en de toegevoegde waarde bij gegeven (bruto)rendementen binnen de definitie van de outputelasticiteit van R&D-kapitaal $\left(\frac{\partial Y}{\partial RDK} \frac{RDK}{Y} \right)$. Empirische schattingen met de

R&D-intensiteit als verklarende variabele voor de TFP-groei (met name op meso- en individueel bedrijfsniveau) leveren wisselende resultaten op, maar in veel gevallen wel significante rendementen van R&D (zie Nadiri (1993), Mohnen (1996) en Hall, Mairesse en Mohnen (2009) voor overzichten van literatuur). In veel studies wordt daarbij ook rekening gehouden met externe effecten (spillovers) van R&D door de effecten van ‘externe R&D’ op de TFP-groei van een sector of bedrijf (of eventueel land) te onderzoeken. In die studies is veelal een belangrijke rol van externe effecten gevonden. In de eerdergenoemde studie van Terleckyj (1974) werd al op de hier aangegeven wijze rekening gehouden met externe effecten van

¹⁰³ De invloed van buitenlands R&D-kapitaal op de TFP is in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) afhankelijk van de openheid van de economie, gemeten aan de hand van de invoerquote. De hier genoemde elasticiteiten zijn berekend met waarden voor de invoerquote in 1990 en hebben daarmee betrekking op het jaar 1990. Er kan verder worden opgemerkt dat Coe en Helpman (1995) alleen het effect van privaat R&D-kapitaal op de TFP hebben onderzocht. Publiek R&D-kapitaal is wel in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) meegenomen als verklarende variabele, echter alleen bij binnenlands R&D-kapitaal. De resultaten van Guellec en van Pottelsberghe (2001, 2004) komen hoger uit dan die van Coe en Helpman (1995). Guellec en van Pottelsberghe (2001, 2004) vinden elasticiteiten van respectievelijk 0,13 en 0,17 voor binnenlands privaat en binnenlands publiek R&D-kapitaal (niet-gerelateerd aan de grootte van een land) en een elasticiteit van 0,44 voor privaat buitenlands R&D-kapitaal (niet-gerelateerd aan de openheid van de economie).

¹⁰⁴ Deze langetermijnelasticiteit werd gevonden binnen een vergelijking ter verklaring van de TFP-ontwikkeling, waarbij de TFP-ontwikkeling werd berekend met de voorraad kapitaal als maatstaf voor fysiek kapitaal. Bij de minder goed te interpreteren schatting met kapitaaldiensten als maatstaf voor fysiek kapitaal bij de berekening van de TFP-ontwikkeling werd een langetermijnelasticiteit verkregen van 0,22.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

R&D bij empirische schattingen ter verklaring van de TFP-groei in Amerikaanse (industriële en niet-industriële) sectoren. Dat leverde significante effecten op van zowel de R&D uitgevoerd in de sectoren zelf als de elders uitgevoerde ‘externe R&D’.

In praktisch opzicht zijn met deze benadering dus resultaten te behalen, maar theoretisch zijn de resultaten moeilijker te interpreteren. De geschatte vergelijkingen suggereren dat een hogere R&D-intensiteit in een land, sector of bedrijf tot een permanent hogere TFP-groei zou leiden, terwijl binnen de traditionele R&D-kapitaalbenadering (met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar) juist de indruk wordt gegeven dat een tijdelijk positief effect op de TFP-groei wordt bereikt, waarbij het effect op langere termijn wegeeft als gevolg van toenemende afschrijvingen op R&D-kapitaal. De minder sterke theoretische grondslag van deze benadering (abstraheren van afschrijvingen en daarnaast geen rekening houden met afnemende meeropbrengsten van R&D) betekent dat de empirische resultaten die bij deze benadering behaald worden met voorzichtigheid dienen te worden geïnterpreteerd. Verder dient bij de interpretatie van de empirische resultaten bedacht te worden dat de gevonden coëfficiënten nettorendementen van R&D weergeven, die veel lager zijn dan de aan de outputelasticiteiten van R&D-kapitaal gerelateerde brutorendementen (die overeenkomen met de marginale productiviteit van R&D-kapitaal).

Een theoretisch interessant inzicht dat bij deze vereenvoudigde variant van de R&D-kapitaalbenadering wel naar voren komt, is dat het effect van een verhoging van de R&D-intensiteit op de TFP-groei op langere termijn wordt versterkt door een multipliereffect als gevolg van de doorwerking van een hogere arbeidsproductiviteitsgroei in de groei van de R&D-uitgaven via de R&D-intensiteit.

Aansluiting bij endogene groeitheorie van Young (1998)

Op het wereldwijde niveau sluit de hier beschreven variant van de R&D-kapitaalbenadering aan bij het endogene groeiemodel van Young (1998), omdat ook in het model van Young (1998) een R&D-intensiteit voorkomt die een permanent lineair effect zou hebben op de TFP-groei. In het model van Young (1998) is dat de omvang van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. De theoretische grondslag is echter verschillend in beide modellen:

- In het model van Young (1998) wordt via sterke intertemporele spillovers bereikt dat de groeivoet van de kennisvoorraad permanent op een hoger niveau kan blijven na een verhoging van de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. Cruciaal daarbij is dat de kennisvoorraad in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking in de uitgangssituatie met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de ontwikkeling van nieuwe kennis. Die nieuwe kennis wordt vervolgens toegevoegd aan de bestaande kennisvoorraad, waaruit in de volgende periode even sterke nieuwe intertemporele spillovers van kennis voortkomen.
- In het op de R&D-kapitaalbenadering gebaseerde model wordt na een verhoging van de R&D-uitgaven in verhouding tot de omvang van de toegevoegde waarde een permanent groei-effect bij de TFP bereikt doordat R&D-kapitaal met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de TFP en de hogere TFP zich vervolgens met een elasticiteit van 1 zou vertalen in een verdere groei van de R&D-uitgaven.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

In beide modellen zorgen de elasticiteiten van 1 ervoor dat de toename van de TFP jaarlijks sterk genoeg is om in verhouding tot het groeiende niveau van de TFP stabiel te blijven. Daardoor wordt voorkomen dat het effect op de TFP-groeivoet in de loop der tijd afneemt. In het model van Young (1998) zijn het expliciet sterke intertemporele spillovereffecten van kennis die zouden leiden tot een permanent effect van een hogere R&D-intensiteit op de TFP-groei. In het op de R&D-kapitaalbenadering gebaseerde model kan men impliciet spillovereffecten van kennis bepalend achten voor de elasticiteit waarmee de groei van de voorraad R&D-kapitaal doorwerkt in de TFP-groei. Een waarde van 1 voor die elasticiteit zou alleen mogelijk zijn bij zeer sterke spillovereffecten van R&D-kapitaal.

Een vraag is in hoeverre de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking in het model van Young (1998) vergelijkbaar is met de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde in het model gebaseerd op de R&D-kapitaalbenadering. In beide gevallen kan gesproken worden van een R&D-intensiteit, maar in het eerste geval werkt een toename van de TFP als gevolg van hogere R&D-inspanningen niet door in de hoeveelheid R&D-inspanningen. Dat is juist het effect dat in het model op basis van de R&D-kapitaalbenadering cruciaal is voor een terugkoppelingseffect van de toegevoegde waarde naar de R&D-inspanningen. Zonder dat effect zou er geen permanent hogere groei van de voorraad R&D-kapitaal gehandhaafd kunnen blijven na een verhoging van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde. Van belang hierbij is echter dat arbeidsproductiviteitsgroei doorwerkt in de algemene loonontwikkeling en daarmee ook in de lonen van R&D-personeel, waardoor het effect op de hoeveelheid R&D-personeel beperkt zou kunnen zijn.¹⁰⁵ Als de loonkostencomponent van de R&D-uitgaven gedefleerd wordt op basis van de ontwikkeling van de lonen, nemen de reële R&D-inspanningen minder sterk toe dan wanneer deze gedefleerd worden op basis van het algemene prijspeil. Naast R&D-loonkosten zijn er overige R&D-uitgaven, bestaande uit ‘overige exploitatiekosten’ (zoals kosten voor gereedschap, huur, energie en wetenschappelijke literatuur) en investeringen in gebouwen en machines/apparatuur ten behoeve van R&D. In Nederland maken deze laatste twee componenten ongeveer 40% van de totale R&D-uitgaven uit, zo blijkt uit gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek.¹⁰⁶ Een hogere arbeidsproductiviteitsgroei zou wel sterk door kunnen werken in de reële waarde van deze componenten van de R&D-uitgaven.

¹⁰⁵ Zie bijvoorbeeld Folmer (2009) voor het effect van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op de algemene loonontwikkeling volgens een groot aantal studies. Volgens de meta-analyse uitgevoerd in deze studie werkt de arbeidsproductiviteitsontwikkeling met een elasticiteit van ongeveer 0,9 door in de algemene loonontwikkeling. In het macro-economisch model SAFFIER II van het Centraal Planbureau is verondersteld dat de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op lange termijn volledig doorwerkt in de loonontwikkeling (Centraal Planbureau, 2010).

¹⁰⁶ Uitgaande van cijfers betrekking hebbend op 2009 als meest recente jaar waarover R&D-cijfers beschikbaar zijn, bedraagt het aandeel van loonkosten in de R&D-uitgaven van bedrijven 67% en in de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen tezamen 56%. Voor het totaal van de R&D-uitgaven van bedrijven, hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen is een aandeel van loonkosten van 61% te berekenen. De aandelen van ‘overige exploitatiekosten’ en investeringen in gebouwen en machines/apparatuur bedragen respectievelijk 30% en 9% binnen de R&D-uitgaven van bedrijven, hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen tezamen. Bron voor de data: StatLine-databank van het Centraal Bureau voor de Statistiek (<http://statline.cbs.nl>).

4.5 Aanvullende benadering: ‘catching-up’

Aanvullend op verklaring van de TFP-ontwikkeling aan de hand van R&D-kapitaalvariabelen kan rekening worden gehouden met een ‘catching-up’-mechanisme. Dat is gebaseerd op de ‘technology gap’-theorie, die inhoudt dat landen met een relatief laag technologisch ontwikkelingsniveau meer van kennis ontwikkeld in het buitenland kunnen profiteren dan landen die als technologische leiders worden beschouwd (zie bijvoorbeeld Fagerberg, 1987).¹⁰⁷ De technologisch achterblijvende landen kunnen de kennis van technologisch hoger ontwikkelde landen absorberen en toepassen in hun eigen innovaties, waarmee de verschillen in technologische ontwikkelingsniveaus tussen landen kleiner worden. Door dit ‘catch-up’-proces kunnen landen met een lager technologisch ontwikkelingsniveau extra productiviteitsgroei bereiken.

Onderzoek van Griffith, Redding en Van Reenen (2004)

In een toonaangevend onderzoek van Griffith, Redding en Van Reenen (2004) wordt de invloed van ‘catching-up’ uitgebreid onderzocht in een panelanalyse voor 12 OECD-landen (over de periode 1974-1990) ter verklaring van de TFP-groei op het niveau van industriële sectoren. In dat onderzoek wordt naast een algemeen ‘catch-up’-effect ook een invloed gevonden van eigen R&D-inspanningen op de benutting van ‘catch-up’-mogelijkheden. Daarmee wordt een empirische bevestiging verkregen voor de gedachte dat eigen R&D-inspanningen van belang zijn om buitenlandse kennis goed te kunnen benutten. Er wordt gesproken over de ‘absorptiecapaciteit’ voor het benutten van kennis en de ‘two faces of R&D’ (woorden die al eerder zijn gebruikt zijn door Cohen en Levinthal (1989)). Griffith, Redding en Van Reenen (2004) vinden daarnaast ook een effect van menselijk kapitaal, gemeten aan de hand van het aandeel van hoger geschoolden in de bevolking, op de sterkte van het ‘catch-up’-effect. Daarmee zou naast R&D ook het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking van belang zijn voor de benutting van het ‘catch-up’-potentieel (conform Nelson en Phelps (1966), die dit mechanisme al eerder in rudimentaire vorm analytisch hebben uitgewerkt).¹⁰⁸

‘Catching-up’-effecten kunnen als een vorm van internationale spillovereffecten worden beschouwd, die naast directe spillovereffecten van buitenlands R&D-kapitaal op kunnen treden, afhankelijk van de technologische ontwikkelingspositie van een land. Griffith, Redding en Van Reenen (2004) houden slechts in een aanvullende empirische schatting rekening met een direct spillovereffect van buitenlandse kennis. Daarvoor hanteren zij de TFP-groei in het technologisch leidende land als verklarende variabele. Voor het effect van binnenlands R&D-kapitaal wordt uitgegaan van de binnenlandse R&D-intensiteit (R&D-uitgaven in verhouding tot

¹⁰⁷ De oorsprong voor deze benadering kan gevonden worden bij Posner (1961), die al ingang op het belang van technologische verschillen tussen landen voor internationale handel. Hij besprak de voorsprong die landen op kunnen bouwen met technologisch nieuwe producten, waar dan vervolgens imitatie op volgt in achterblijvende landen. Fagerberg (1987) noemt ook Gomulka (1971) en Cornwall (1976, 1977) als ontwikkelaars van de ‘technology gap’-benadering. De ‘technology gap’-benadering kan ook gerelateerd worden aan werk van Gerschenkron (1962), waarin industrialisatieprocessen in ‘backward countries’ werden besproken. Daarbij werd erop gewezen dat achterblijvende landen technologische innovaties over kunnen nemen uit hoger ontwikkelde landen.

¹⁰⁸ Een positief effect van menselijk kapitaal op de sterkte van het ‘catch-up’-effect is ook gevonden door (bijvoorbeeld) Dowrick en Rogers (2002). In dat onderzoek is echter niet tegelijkertijd rekening gehouden met R&D, zodat de daar gevonden invloed van menselijk kapitaal ook een effect van R&D zou kunnen vertegenwoordigen.

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

de toegevoegde waarde) in een sector. Dit betreft de variant van de R&D-kapitaalbenadering waarbij wordt geabstraheerd van afschrijvingen op R&D-kapitaal. Bij de modellering van het ‘catching-up’-mechanisme wordt voor de verschillende sectoren de technologische afstand tussen landen gemeten door het binnenlandse TFP-niveau in verhouding te plaatsen tot het TFP-niveau in het technologisch leidende land. De logaritmische waarde hiervan geeft de technologische achterstand van de sector in een land weer ten opzichte van de sector in het technologisch leidende land. Door bij de ‘catching-up’-variabele de R&D-intensiteit in een sector en een variabele voor menselijk kapitaal (het aandeel van hoger opgeleiden in de bevolking) als interactietermen op te nemen, wordt een versterkend effect van R&D en menselijk kapitaal op het ‘catching-up’-effect onderzocht.

Interessant is dat Griffith, Redding en Van Reenen (2004) naast significante effecten van de ‘catching-up’-termen ook een sterk significant effect vinden van de binnenlandse R&D-intensiteit in een sector. Het combineren van de R&D-intensiteit met ‘catching-up’-termen kan daarbij een belangrijke rol gespeeld hebben. In een eerdere werkdokumentversie van het artikel laten Griffith, Redding en Van Reenen (2001) een formule zien waaruit blijkt dat het opnemen van een ‘catch-up’-mechanisme als consequentie heeft dat een hogere R&D-intensiteit in een technologisch volgend land niet permanent tot een hogere TFP-groei zou leiden, maar op lange termijn slechts zou leiden tot een hoger evenwichtsniveau van het TFP-niveau in het technologisch volgende land ten opzichte van het technologisch leidende land.¹⁰⁹ Het ‘catch-up’-mechanisme kan hierbij feitelijk de rol van een afschrijvingsmechanisme voor R&D-kapitaal overnemen. Voor een technologisch volgend land geldt bij beide mechanismen dat het effect van een hogere R&D-intensiteit op de TFP-groei op langere termijn naar nul tendeert. Bij het ‘catch-up’-mechanisme komt dat door de steeds kleiner wordende productiviteitsachterstand ten opzichte van de technologische leider bij een vaste positieve impuls aan de productiviteitsgroei bij een verhoging van de R&D-intensiteit. Bij het afschrijvingsmechanisme loopt het afzwakkende effect via toenemende afschrijvingen bij een groei van de voorraad R&D-kapitaal. Dit betekent dat de sterke ‘catching-up’-effecten die gevonden zijn door Griffith, Redding en Van Reenen (2004) mede effecten van afschrijvingen op R&D-kapitaal kunnen representeren, als compensatie voor het abstraheren van afschrijvingen bij de R&D-intensiteit als verklarende variabele.

Complicerende aspecten bij modellering

In het empirisch onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in hoofdstuk 7 zal rekening worden gehouden met een ‘catching-up’-mechanisme naast verschillende R&D-kapitaalvariabelen. Hoewel de gedachte achter het ‘catching-up’-mechanisme eenvoudig is, zijn er verschillende complicerende aspecten bij de modellering hiervan in een empirisch te schatten vergelijking. Zo geldt dat het ‘catching-up’-mechanisme een effect aangeeft van het technologisch ontwikkelingsniveau van een land op de productiviteitsgroei. Binnen een vergelijking ter verklaring van de productiviteitsgroei is dat direct te modelleren, maar bij een vergelijking in niveaus dienen hiertoe groei-effecten over verschillende jaren omgezet te worden naar gecumuleerde niveau-effecten. Daarnaast is het niet eenduidig welke maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau het beste ge-

¹⁰⁹ Griffith, Redding en Van Reenen (2004) wijzen in kwalitatieve zin op dit aanpassingsmechanisme. Bij Aghion en Howitt (1998, hfst. 12) treft men dit mechanisme ook aan, in een meerlandenmodel waarin ‘catching-up’ is opgenomen.

hanteerd kan worden. In het onderzoek van Griffith, Redding en Van Reenen (2004) is daarvoor het TFP-niveau gehanteerd, maar er zijn meer mogelijkheden te noemen, zoals ook een directe maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau van een land op basis van toegekende of aangevraagde patenten. In paragraaf 6.3.3 en bijlage B6.2 wordt op deze aspecten nader ingegaan.

4.6 Samenvattend beeld

De R&D-kapitaalbenadering en aanvullend daarop de ‘catching-up’-benadering kunnen worden gebruikt voor de empirische verklaring van de TFP-groei op het niveau van individuele landen. In dit hoofdstuk zijn drie varianten van de R&D-kapitaalbenadering uitgebreid besproken, waarbij ook is gekeken naar de aansluiting bij de (semi-)endogene groei modellen die vooral op het wereldwijde niveau van toepassing kunnen worden geacht. In tabel 4.1 zijn de belangrijkste verschillen tussen de drie varianten van de R&D-kapitaalbenadering weergegeven. Hieronder volgt in aanvulling op de informatie in tabel 4.1 een nadere samenvattende bespreking van de drie varianten. Vervolgens wordt kort aandacht geschonken aan de ‘catching-up’-benadering.

Binnen de *standaardvariant* van de R&D-kapitaalbenadering dragen nieuwe R&D-uitgaven bij aan een hogere voorraad R&D-kapitaal, terwijl tegelijkertijd wordt afgeschreven op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar via een vaste afschrijvingsvoet. De afschrijvingen zorgen er daarbij voor dat een verhoging van het niveau van de R&D-uitgaven ten opzichte van een bepaald basispad geen permanente invloed heeft op de groei van de voorraad R&D-kapitaal. Er vindt een relatief snel aanpassingsproces plaats waarbij een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van het basispad op langere termijn leidt tot 10% extra R&D-kapitaal. De afschrijvingen spelen een belangrijke rol tijdens het aanpassingsproces. De afschrijvingen groeien mee met de één jaar vertraagde voorraad R&D-kapitaal, wat ertoe leidt dat op langere termijn het effect van het hogere niveau van de R&D-uitgaven op de groei van de voorraad R&D-kapitaal is uitgewerkt. Bij een (in de literatuur) gangbare afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15% is het langetermijneffect op het TFP-niveau na 10 jaar al voor bijna 90% bereikt.

In de praktijk is sprake van een systematische groei van de R&D-uitgaven, wat in samenhang kan worden beschouwd met structurele economische groei. Bij een gegeven R&D-intensiteit (R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product) gaat economische groei namelijk gepaard met groei van de R&D-uitgaven. De vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar werkt daarbij zodanig uit dat de groei van de R&D-uitgaven op langere termijn met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de groei van de voorraad R&D-kapitaal. De voortdurende groei van R&D-kapitaal die hieruit volgt, kan vervolgens voortdurende TFP-groei verklaren. Daarbij is zowel de groei van binnenlands R&D-kapitaal als de groei van buitenlandse R&D-kapitaal van belang. Beide gaan gepaard met spillovers van kennis, die via toenemende schaalopbrengsten in het totaal van de ‘productiefactoren’ fysiek kapitaal, arbeid en R&D-kapitaal de TFP-groei voort kunnen blijven stuwten.

De vaste afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar kan worden geïnterpreteerd als een parameter voor de veroudering van bestaande kennis. Die veroudering

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

Tabel 4.1 Overzicht van drie varianten binnen de R&D-kapitaalbenadering (empirisch toepasbaar op het niveau van individuele landen

Traditionele R&D-kapitaalbenadering:	
<p>Op lange termijn bepalend voor productiviteitsgroei: groei van de R&D-inspanningen</p> <p>Cruciale kenmerken:</p> <ul style="list-style-type: none"> • De ontwikkeling van de reële R&D-uitgaven werkt op langere termijn met een elasticiteit van 1 door in de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal. • De ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal is vervolgens van invloed op de ontwikkeling van de TFP. • De elasticiteit voor het effect van de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal op de ontwikkeling van de TFP ligt niet op voorhand vast, maar is volgens empirische uitkomsten lager dan 1. • Bij de berekening van R&D-kapitaal wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. 	<p>Sluit op wereldwijd niveau aan bij semi-endogeen groeiemodel van Jones (1995), met uitzondering van de modellering van de afschrijvingen</p>
R&D-kapitaalbenadering in lijn met Bitzer (2005), waarbij de afschrijvingen lineair afhankelijk zijn van de omvang van de R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau:	
<p>Op lange termijn bepalend voor productiviteitsgroei: groei van de R&D-inspanningen</p> <p>Cruciale kenmerken in vergelijking met traditionele R&D-kapitaalbenadering:</p> <ul style="list-style-type: none"> • De afschrijvingen zijn plausibeler gemodelleerd, in lijn met de afschrijvingen die binnen de (semi-)endogene groeitheorie impliciet van toepassing kunnen worden geacht. • Bij de hier gevolgde afschrijvingsmethode is sprake van een langer aanpassingsproces van R&D-kapitaal na een verandering van de R&D-intensiteit. • Dit effect op de duur van het aanpassingsproces is groter naarmate een land een groter aandeel heeft in de wereldwijde R&D-uitgaven. 	<p>Sluit op wereldwijd niveau nauw aan bij semi-endogeen groeiemodel van Jones (1995)</p>
R&D-kapitaalbenadering waarbij de TFP-groei lineair afhankelijk wordt gesteld van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde:	
<p>Op korte en lange termijn bepalend voor productiviteitsgroei: R&D-inspanningen in verhouding tot de toegevoegde waarde</p> <p>Cruciale kenmerken in vergelijking met traditionele R&D-kapitaalbenadering:</p> <ul style="list-style-type: none"> • Een verhoging van de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde zou een permanent niet-afnemend effect hebben op de TFP-groei. • Daarbij wordt geabstraheerd van afschrijvingen op R&D-kapitaal. • Verder wordt de marginale productiviteit van R&D-kapitaal als gegeven verondersteld, hetgeen een elasticiteit voor het effect van R&D-kapitaal op de TFP impliceert van 1. Die elasticiteit wordt niet ondersteund door de empirie. 	<p>Sluit op wereldwijd niveau aan bij endogeen groeiemodel van Young (1998)</p>

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

van bestaande kennis kan afhankelijk worden geacht van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis. Een beperking van het uitgaan van een vaste afschrijvingsvoet is dat de afschrijvingen niet afhankelijk worden gemaakt van de omvang van de wereldwijd nieuw ontwikkelde kennis. In paragraaf 4.3 is een *alternatieve benadering* besproken, waarbij de afschrijvingen op het wereldwijde niveau lineair afhankelijk zijn gesteld van de wereldwijde R&D-inspanningen. De gedachte hierachter is dat de wereldwijde R&D-inspanningen de ontwikkeling van nieuwe kennis op het wereldwijde niveau bepalen. Bij deze methodiek is voortgebouwd op Bitzer (2005), die al eerder de afschrijvingen lineair afhankelijk maakte van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis. Hij paste die methode toe op (industriële) sectoren in individuele landen. Zijn benadering kent echter als beperking dat de afschrijvingen alleen afhankelijk werden gemaakt van de door de sectoren zelf ontwikkelde kennis en niet van de kennis die elders ontwikkeld is in binnen- en buitenland. De methode van Bitzer (2005) heeft niettemin goede aanknopingspunten geboden voor een in dit proefschrift toe te passen benadering waarbij de afschrijvingen op R&D-kapitaal afhankelijk worden gesteld van de R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau.

Met simulaties is in paragraaf 4.3 geïllustreerd wat de consequenties van deze alternatieve benadering van afschrijvingen zijn voor de doorwerking van een verhoging van de R&D-intensiteit in de voorraad R&D-kapitaal. Een verhoging van het niveau van de R&D-uitgaven ten opzichte van een bepaald basispad op het wereldwijde niveau blijkt daarbij veel langer een positief effect op de groei van de voorraad R&D-kapitaal op het wereldwijde niveau te hebben dan bij een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal het geval is. Het zijn nu niet de afschrijvingen die ertoe leiden dat geen permanent effect op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal wordt bereikt. De absolute omvang van de voorraad R&D-kapitaal blijft nu permanent toenemen, maar in relatieve zin neemt het effect hiervan af vanwege de steeds groter wordende absolute omvang van de voorraad R&D-kapitaal (ten opzichte van het basispad). Daardoor tendeeert het effect op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal op zeer lange termijn asymptotisch naar 0. Dat mechanisme is op analoge wijze te zien binnen het model van Jones (1995), waarbinnen extra R&D-inspanningen op lange termijn geen effect hebben op de groeivoet van de kennisvoorraad vanwege een steeds groter wordende absolute omvang van de kennisvoorraad.

Aan de hand van tweelandenmodellen is verder getoond hoe een verhoging van het niveau van de R&D-uitgaven in het buitenland ten opzichte van een bepaald basispad doorwerken in de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in eigen land en hoe dit afhangt van de omvang van het eigen land (in termen van R&D) ten opzichte van het buitenland. Voor een relatief klein land als Nederland geldt dat de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal nagenoeg geheel door de R&D-uitgaven (in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal) in het buitenland wordt bepaald. Een verhoging van de R&D-uitgaven in het buitenland ten opzichte van een basispad heeft gedurende een aanpassingsproces een negatieve invloed op de voorraad R&D-kapitaal in eigen land via een hogere (op het wereldwijde niveau bepaalde) afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal. Op lange termijn blijkt het effect van hogere R&D-uitgaven in het buitenland op de voorraad R&D-kapitaal in het eigen land echter naar 0 te tenderen, omdat de wereldwijde afschrijvingen op R&D-kapitaal voor een (steeds) groter deel plaats gaan vinden over een toenemende hoeveelheid R&D-kapitaal in het buitenland (ten opzichte van de basispadsituatie). In de langetermijnevenwichtssituatie is het effect van hogere R&D-uitgaven in het buitenland op de

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

groei van de voorraad buitenlands R&D-kapitaal uitgewerkt en zijn de afschrijvingen in eigen land terug op het basispadniveau. Dit betekent dat een hoger niveau van R&D-uitgaven in het buitenland op langere termijn geen negatieve invloed heeft op de productiviteit in het eigen land via extra veroudering van binnenlands R&D-kapitaal, maar daar een eenduidige positieve invloed op uitoefent via spillovers van een grotere voorraad buitenlands R&D-kapitaal.

De *derde variant* die binnen de R&D-kapitaalbenadering kan worden onderscheiden, is het uitgaan van een lineaire relatie tussen de TFP-groei groei en de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde. Daarbij wordt geabstraheerd van afschrijvingen op R&D-kapitaal. Verder houdt deze benadering in dat wordt uitgegaan van constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal, wat inhoudt dat sprake zou zijn van een elasticiteit van 1 voor de invloed van R&D-kapitaal op de TFP. Het abstraheren van afschrijvingen op R&D-kapitaal bij deze benadering houdt feitelijk in dat deze op nul worden gesteld. Op het wereldwijde niveau kan men deze dan nog wel impliciet lineair verwerkt zien in de gevonden coëfficiënt voor de R&D-intensiteit, maar op het niveau van individuele landen is het resultaat moeilijk interpreteerbaar. De veronderstelling van constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal is een ander zwak punt bij deze benadering. Empirisch onderzoek geeft namelijk aan dat de elasticiteit voor de invloed van R&D-kapitaal op de TFP sterk lager is dan 1.

Binnen de (semi-)endogene groeimodellen sluit de benadering van Jones (1995) het meeste aan bij de R&D-kapitaalbenadering. Uit de benadering van Jones (1995) volgt voor de lange termijn een relatie waarbij de groei van de TFP lineair afhankelijk is van de groei van de hoeveelheid R&D-personeel. Uit de R&D-kapitaalbenadering volgt op lange termijn dat de groei van de TFP lineair afhankelijk is van de groei van de (reële) R&D-uitgaven. Als op het wereldwijde niveau de alternatieve afschrijvingsmethode wordt gebruikt bij de berekening van R&D-kapitaal, is het aanpassingsproces bij beide benaderingen vergelijkbaar. Een verschil blijft dan nog wel dat bij de benadering van Jones (1995) spillovers intertemporeel zijn gemodelleerd via de spilloverparameter ϕ , terwijl deze volgens de R&D-kapitaalbenadering direct zouden optreden via de elasticiteit die de invloed van R&D-kapitaal op de TFP weergeeft. In empirische analyses kan echter impliciet met intertemporele effecten rekening worden gehouden door langetermijnevenwichtsrelaties (in niveaus uitgedrukt) te schatten volgen de coïntegratiebenadering (zie hierover verder bijlage B6.3 bij hoofdstuk 6). Deze coïntegratiebenadering zal in dit proefschrift worden toegepast in de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in 20 OECD-landen over de periode 1970-2006.

Bij die empirische analyse zal de R&D-kapitaalbenadering worden toegepast met afschrijvingen die op het wereldwijde niveau lineair afhankelijk zijn van de omvang van de R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau. Naar die variant van de R&D-kapitaalbenadering kan duidelijk de voorkeur uitgaan. Op die wijze is de R&D-kapitaalbenadering beter interpreteerbaar dan bij de standaardbenadering met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal het geval is. Verder kan deze alternatieve R&D-kapitaalbenadering goed onderbouwd worden vanuit het semi-endogene groeimodel van Jones (1995). Voor dat model werd bij de empirische toetsing van de (semi-) endogene groeimodellen op het wereldwijde niveau in paragraaf 3.5 de beste verklaringskracht verkregen. Dat geeft een empirische grondslag om bij de empirische schattingen op het individuele landenniveau uit te gaan van de R&D-kapitaalbenadering en daarbij een afschrijvingsmethodiek te kiezen waarbij de afschrijvingen op het wereldwijde

*Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’*

niveau lineair afhankelijk zijn van de omvang van de R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau.

In de empirische analyse wordt naast deze variant van de R&D-kapitaalbenadering rekening gehouden met het ‘catching-up’-mechanisme. De basisgedachte bij het ‘catching-up’-mechanisme is dat landen met een lager technologisch ontwikkelingsniveau meer van buitenlandse kennis kunnen profiteren dan landen die als technologische leiders worden beschouwd. Dat draagt bij aan de productiviteitsgroei in technologisch volgende landen. Griffith, Redding en Van Reenen (2004) hebben toonaangevend onderzoek op dit terrein verricht, waarbij de technologische afstand tussen landen is gemodelleerd op basis van TFP-niveauverhoudingen. In dat onderzoek zijn naast een algemeen ‘catch-up’-effect versterkende effecten van eigen R&D-inspanningen en menselijk kapitaal gevonden op de benutting van ‘catch-up’-mogelijkheden.

Hoewel de basisgedachte achter ‘catching-up’ eenvoudig is, zijn er bij de concrete modellering van het ‘catching-up’-mechanisme binnen de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in 20 OECD-landen complicerende aspecten die nadere aandacht vragen. Ten eerste betreft dat het omzetten van een ‘catch-up’-effect dat van toepassing is binnen een vergelijking ter verklaring van de productiviteitsgroei naar een vormgeving die gehanteerd kan worden binnen de empirisch te hanteren langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus. Ten tweede is niet eenduidig hoe de technologische afstand tussen landen het beste gemeten kan worden. In paragraaf 6.3.3 en bijlage B6.2 wordt hier verder op ingegaan.

Bijlage bij hoofdstuk 4

Bijlage B4 Onzuiverheid bij de berekening van R&D-kapitaal indien wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar (bijlage bij de paragrafen 4.3)

Bij de standaardvariant van de R&D-kapitaalbenadering wordt ervan uitgegaan dat afschrijvingen in verband met veroudering van kennis in een vaste verhouding staan tot de kennis die is opgebouwd in het verleden. Binnen de (semi-)endogene groeitheorie kan men afschrijvingen impliciet verwerkt zien in de algemene productiviteitsparameter voor de ontwikkeling van kennis, zoals in paragraaf 3.3 is besproken. De omvang van de afschrijvingen is daarbij gerelateerd aan de hoeveelheid nieuw gegenereerde kennis, in plaats van dat deze in een vaste verhouding staat tot de kennis die is opgebouwd in het verleden. Bij die methodiek geven de afschrijvingen beter het proces van creatieve destructie uit de Schumpeteriaanse theorie weer. Nieuwe innovaties vernietigen de economische waarde van eerdere innovaties voor een deel, welk effect in totaliteit groter is naarmate er meer nieuwe innovaties tot stand komen.

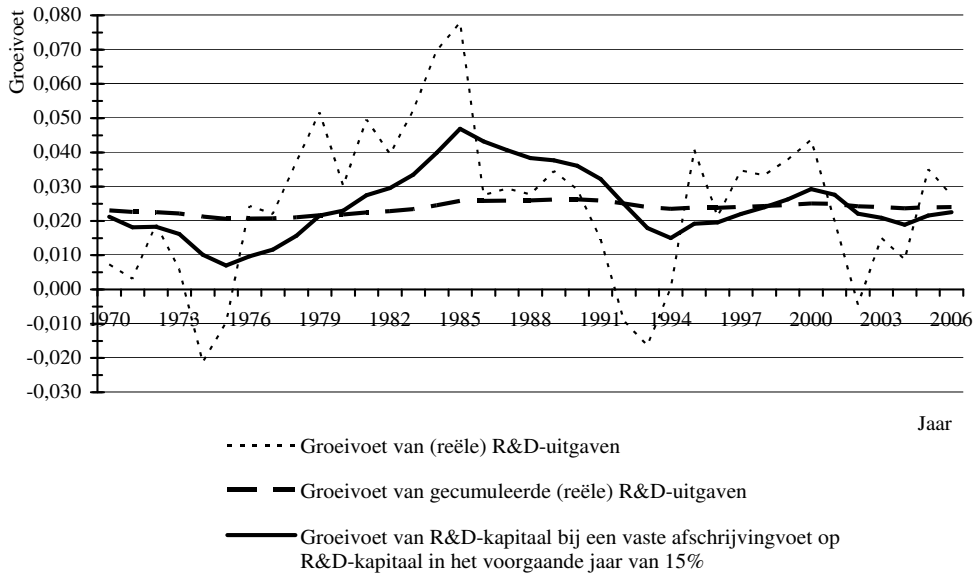
De consequentie van het uitgaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar is bijvoorbeeld dat de hoeveelheid R&D-kapitaal op langere termijn daalt wanneer de R&D-uitgaven structureel naar een lager niveau dalen, terwijl bij de kennisvoorraadbenadering van de (semi-)endogene groeitheorie de kennisvoorraad voortdurend blijft groeien, zolang de R&D-uitgaven maar hoger zijn dan nul. Hoe realistisch de vaste afschrijvingsvoet bij de R&D-kapitaalbenadering is, hangt af van de mate waarin de ontwikkeling van nieuwe kennis in verhouding tot voorraad bestaande kennis wereldwijd stabiel is. Bij een vrij constante groei van de wereldwijde kennisvoorraad volgt creatieve destructie van bestaande kennis in een redelijk constant tempo.

In figuur B4.1 wordt nagegaan hoe stabiel de ontwikkeling van nieuwe kennis in verhouding tot de bestaande kennisvoorraad in het verleden is geweest op het wereldwijde niveau. Het wereldwijde niveau wordt hierbij gerepresenteerd door het totaal van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek van dit proefschrift zijn opgenomen. De ontwikkeling van nieuwe kennis wordt hierbij gemeten aan de hand van de lopende (reële) R&D-uitgaven. De groeivoet van de bestaande kennisvoorraad wordt benaderd als de groeivoet van de (over een oneindige periode in het verleden) gecumuleerde R&D-uitgaven. Daarbij wordt impliciet uitgegaan van afschrijvingen op de kennisvoorraad die op het wereldwijde niveau lineair afhankelijk zijn van de omvang van de R&D-uitgaven, zodat de groei van de feitelijke R&D-kennisvoorraad op het wereldwijde niveau gelijk kan worden geacht aan de groei van de gecumuleerde R&D-uitgaven. De figuur toont dat de groeivoet van de R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau sterk heeft gefluctueerd in de periode 1970-2006, maar dat dat slechts een beperkte fluctuatie van de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven tot gevolg heeft gehad.¹¹⁰ De reden hiervoor is dat de omvang van nieuwe R&D-uitgaven relatief gering is ten opzichte van de (over een oneindige periode in het verleden) gecumuleerde R&D-uitgaven.

¹¹⁰ Bij de gecumuleerde R&D-uitgaven wordt uitgegaan van de waarden die gebruikt zijn in de empirische analyse op het wereldwijde niveau in paragraaf 3.5. Zie bijlage B3 bij paragraaf 3.5.5 (‘Stap 4’) voor de berekeningswijze.

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur B4.1 Groeivoeten van de (reële) R&D-uitgaven, de gecumuleerde (reële) R&D-uitgaven en van de voorraad R&D-kapitaal bij een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15%; berekeningen voor het totaal van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek zijn opgenomen



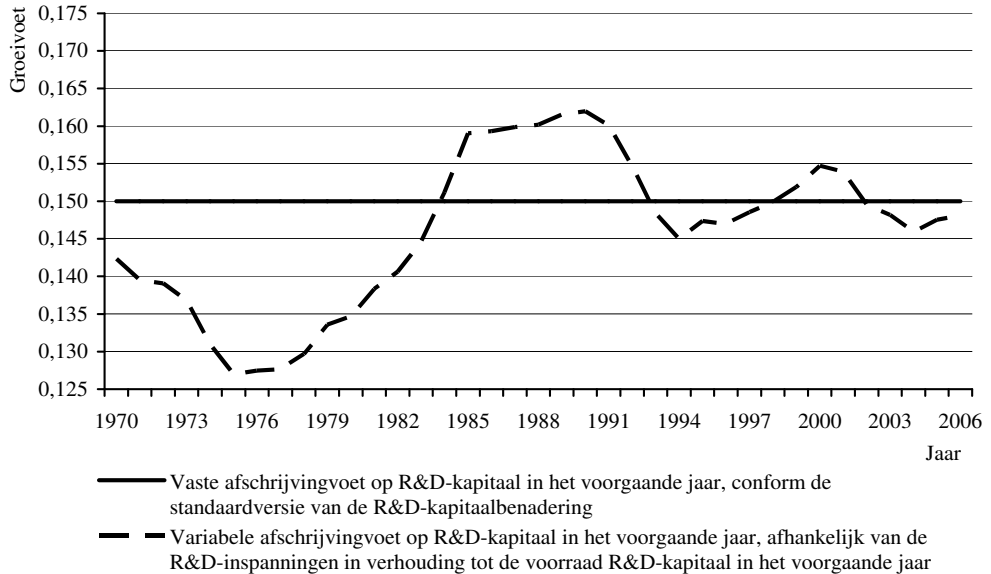
Bron: berekeningen op basis van Main Science and Technology Indicators (database; editie 2008/1) van de OECD voor R&D-cijfers over de periode vanaf 1981 de OECD-publicatie ‘GERD 1969-1982’ (OECD, 1985) voor R&D-cijfers voorafgaand aan 1981 en de Economic Outlook Database (juni 2008) van de OECD voor de (benaderde) prijsontwikkeling van R&D.

Het verschil tussen de fluctuaties bij de groei van de R&D-uitgaven en de groei van de gecumuleerde R&D-uitgaven houdt in dat een sterk variërende afschrijvingsvoet op bestaande kennis van toepassing kan worden geacht over de periode 1970-2006. Figuur B4.2 geeft het verloop weer van een variërende afschrijvingsvoet over de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar die jaarlijks een groeivoet van de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal oplevert die overeenkomt met de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven, uitgaande van afschrijvingen over R&D-kapitaal in het voorgaande jaar die gelijk zijn aan ruim 86% van de R&D-uitgaven in het lopende jaar. Dat afschrijvingspercentage is in de hoofdtekst (paragraaf 4.3) berekend als consistent zijnde met een vaste afschrijvingsvoet van 15% over de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar bij een constante groei van de wereldwijde R&D-uitgaven van 2,4%. Dat percentage (2,4%) betreft de feitelijke gemiddelde groeivoet over de periode 1969-2006 van de R&D-uitgaven in het totaal van de 20 OECD-landen die hier het wereldwijde niveau representeren. De fluctuatie van de variërende afschrijvingsvoet over de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar rondom de vaste waarde volgens de traditionele R&D-kapitaalbenadering blijkt groot te zijn in figuur B4.2.

In de voorgaande figuur B4.1 is naast de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven (en de groeivoet van de R&D-uitgaven) ook de groei van de voorraad R&D-kapitaal opgenomen zoals die te berekenen is met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande

Hoofdstuk 4 – Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei:
R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

Figuur B4.2 Vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar volgens de traditionele R&D-kapitaalbenadering in vergelijking met de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar die volgt bij afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de (reële) R&D-uitgaven; berekeningen voor het totaal van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek zijn opgenomen



Bron: zie figuur B4.1.

jaar van 15%. De groeivoet van de op die wijze berekende voorraad R&D-kapitaal blijkt sterk te fluctueren, terwijl de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven (die de groei van de feitelijke R&D-kennisvoorraad tot uitdrukking brengt) slechts beperkte fluctuaties toont. Dat betekent dat de groeivoet van de gecumuleerde R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau onzuiver wordt benaderd door de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal als die op traditionele wijze wordt berekend met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar.

5 Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

5.1 Inleiding

Dit hoofdstuk geeft een cijfermatige beschrijving van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, de inzet van menselijk en fysiek kapitaal en R&D op macroniveau. De cijfers worden telkens in een internationaal en een historisch perspectief geplaatst. Er wordt gebruikgemaakt van cijfers uit diverse statistische bronnen. De te presenteren beschrijvende statistiek geeft gevoel voor de ontwikkeling van de belangrijkste factoren bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Daarnaast maakt het de internationale positie van Nederland bij die factoren helder, wat relevant is voor beleidsontwikkeling gericht op een hogere arbeidsproductiviteit (sgroei).¹¹¹ Naast het presenteren van beschrijvende statistiek vinden ook verdere analyses van de cijfers plaats, om deze beter te kunnen interpreteren in zowel een beleidsmatige als een empirische context.

Paragraaf 5.2 biedt inzicht in de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur in de periode 1970-2006, waarbij zowel de groei als het niveau van de arbeidsproductiviteit in Nederland internationaal wordt vergeleken. In bijlage B5.1 bij deze paragraaf wordt aanvullend ingegaan op het aantal gewerkte uren en wordt een relatie gelegd met het bruto binnenslands product per hoofd van de bevolking, dat een indicator is voor de (materiële) welvaart in een land. In paragraaf 5.3 wordt aan de hand van groeiboekhoudingsberekeningen de arbeidsproductiviteitsgroei in de periode 1995-2005 uitgesplitst in bijdragen van de TFP-groei, de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten per gewerkt uur en de groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur als maatstaf voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Bij de bijdrage van de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten per gewerkt uur wordt een onderscheid gemaakt tussen ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal. Vervolgens worden in deze paragraaf berekeningen gepresenteerd waarbij niveauverschillen tussen landen bij de arbeidsproductiviteit worden uitgesplitst in een TFP-component en componenten die betrekking hebben op de hoeveelheden kapitaaldiensten en gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur.

In paragraaf 5.4 wordt vervolgd met een nadere beschouwing van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur in relatie tot de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar). De laatstgenoemde variabele is een indicator voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid die in empirisch onderzoek veel wordt gehanteerd. Ook in het empirisch onderzoek in dit proefschrift wordt die variabele gebruikt om de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid te representeren. In bijlage B5.2 zal de statisti-

¹¹¹ Dat betreft het handhaven/versterken of benutten van sterke punten van een land en het verbeteren van zwakke(re) punten, met inachtneming van de rol die voor de overheid te rechtvaardigen is op grond van markt- en (ten aanzien van het innovatiesysteem) systeemimperfecties. Zie in dit verband bijvoorbeeld Bator (1958) voor een historisch artikel over verschillende vormen van markt-imperfecties in het algemeen en Van Dijk en Van Hulst (1988) en Klein Woolthuis, Lankhuizen en Gilsing (2005) voor respectievelijk markt- en systeemimperfecties bij innovatie.

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

sche samenhang tussen de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur en de gemiddelde opleidingsduur worden nagegaan aan de hand van regressieanalyse.

Daarna wordt in paragraaf 5.5 in combinatie met de bijlagen B5.3 en B5.4 nader ingegaan op fysiek kapitaal als productiefactor. De ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten wordt in beeld gebracht en vergeleken met de ontwikkeling van de voorraad kapitaal. Ook wordt bij beide maatstaven voor fysiek kapitaal de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding gepresenteerd. Tevens worden belangrijke rollen van ICT-kapitaal belicht bij de groei van de voorraad kapitaal (in totaliteit) en bij de stijging van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal die zich internationaal heeft voorgedaan.

In paragraaf 5.6 komt R&D als belangrijke inputfactor voor de innovatiekracht aan bod. De ontwikkeling van de private en de publieke R&D-intensiteit wordt cijfermatig in beeld gebracht over de periode 1970-2006. Aansluitend wordt de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal en de voorraad publiek R&D-kapitaal getoond over deze periode. Paragraaf 5.7 sluit af met een samenvattend beeld van dit hoofdstuk.

5.2 Ontwikkeling (groei en niveaus) van de arbeidsproductiviteit

In deze paragraaf worden de groei en het niveau van de arbeidsproductiviteit internationaal vergeleken over de periode 1960-2006. Het niveau van de arbeidsproductiviteit (op macroniveau te definiëren als het volume van het bruto binnenlands product per gewerkt uur) kan in samenhang worden gezien met het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en met de arbeidsparticipatie (aantal werkzame personen per hoofd van de bevolking). Mogelijk hebben het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsparticipatie een negatieve invloed op de arbeidsproductiviteit, zoals in paragraaf 5.2.2 verder aan de orde zal komen. Daarnaast geldt dat de arbeidsproductiviteit tezamen met het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsparticipatie bepalend is voor het (volume van het) bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking als indicator voor het (materiële) welvaartsniveau in een land. In bijlage B5.1 worden in aanvulling op de hieronder te bespreken cijfers over de groei en het niveau van de arbeidsproductiviteit internationale vergelijkingen gepresenteerd van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsparticipatie. Ook worden daar decompositieanalyses gepresenteerd waarin (de volumegroei van) het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking in relatie wordt gebracht tot de (groei van de) arbeidsproductiviteit, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsparticipatie.

Er worden internationale vergelijkingen gepresenteerd voor alle 30 landen die in 2006 (als meest recente jaar bij de berekeningen) lid waren van de OECD.¹¹² Daarbij zijn ook gemiddelden opgenomen voor het totaal van die 30 OECD-landen, voor het totaal van de EU15-landen en voor het totaal van de 24 rijkere OECD-landen die vóór 1994 al lid waren van de OECD (aangeduid als pre-1994 OECD).¹¹³

¹¹² Sinds 2006 zijn Chili, Slovenië, Israël en Estland toegetreden, alle in 2010.

¹¹³ Het verschil met de landen die in 2006 lid waren, bestaat uit: Mexico, Tsjechië, Hongarije, Polen, Zuid-Korea en Slowakije (in volgorde van toetreding sinds 1994).

5.2.1 Groei van de arbeidsproductiviteit

In tabel 5.1 is de groei van de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur weergegeven voor de 30 OECD-landen over de periode 1960-2006. Aan de hand van de tabel kan het volgende beeld worden gegeven van de groei van de arbeidsproductiviteit in verschillende deelperioden:

- In de jaren zestig en zeventig is de groei van de arbeidsproductiviteit in de meeste landen veel hoger geweest dan in de perioden daarna. De sterke productiviteitsgroei in tal van landen in de jaren zestig en zeventig kan in relatie worden gezien tot de sterke technologische ontwikkeling die veel landen in de naoorlogse periode doormaakten. Daarbij was sprake van een ‘catching-up’-proces richting het relatief hoge productiviteitsniveau van de technologische leider, de Verenigde Staten (Van Ark, O’Mahony en Timmer, 2008). In de Verenigde Staten zelf was de groei van de arbeidsproductiviteit toen beduidend lager dan in de meeste andere landen.
- In de jaren tachtig en negentig is geen systematische algemene trend zichtbaar in de groei van de arbeidsproductiviteit in de verschillende landen. Het EU15-gemiddelde laat in de tweede helft van de jaren negentig wel een lagere groei van de arbeidsproductiviteit zien dan in de jaren tachtig en de eerste helft van de jaren negentig het geval was. In de meest recente periode 2000-2006 is zowel in de OECD als in de EU15 sprake geweest van een daling van de arbeidsproductiviteitsgroei ten opzichte van de voorgaande perioden.
- In de Verenigde Staten is de arbeidsproductiviteitsgroei in de perioden 1995-2000 en 2000-2006 hoger geweest dan eerder in de perioden 1970-1980, 1980-1991 en 1991-1995 het geval was. De Verenigde Staten komt in deze perioden ruim boven het EU15-gemiddelde uit. Dat kan in verband worden gebracht met de sterke opmars van ICT. Die heeft de productiviteitsontwikkeling in de Verenigde Staten sinds de tweede helft van de jaren negentig een sterke impuls gegeven, zowel bij de ontwikkeling/productie van ICT-goederen als bij de benutting van ICT in productie- en innovatieprocessen, vooral in ICT-intensieve dienstensectoren (Van Ark, O’Mahony en Ypma (red.), 2007; Van Ark, O’Mahony en Timmer, 2008; Erken, Donselaar en Raes, 2008).
- De groei van de arbeidsproductiviteit blijkt in Nederland in de jaren zestig en zeventig redelijk in lijn te liggen met de gemiddelde ontwikkeling in de OECD- en EU15-landen. In de jaren tachtig en de eerste helft van de jaren negentig is de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland achtergebleven bij het EU15- en OECD-gemiddelde, met zelfs een opvallend lage arbeidsproductiviteitsgroei in de eerste helft van de jaren negentig. In de tweede helft van de jaren negentig en in de periode 2000-2006 is Nederland enigszins achtergebleven bij het OECD-gemiddelde. Nederland bevond zich in de tweede helft van de jaren negentig wel op het niveau van het EU15-gemiddelde en kwam hier in de periode 2000-2006 met gemiddeld 1,5% arbeidsproductiviteitsgroei ruim bovenuit.

5.2.2 Niveau van de arbeidsproductiviteit

Tabel 5.2 geeft vervolgens het *niveau* van de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur weer voor een aantal jaren. Hiertoe zijn eerst voor alle landen de niveaus in prijzen van 2005 berekend in nationale valuta. Deze zijn omgerekend naar Amerikaanse dollars op basis van koopkrachtpariteiten voor het jaar 2005. Vervolgens zijn indexcijfers berekend, waarbij het niveau van Nederland in 2005 (49,7 US\$; uitgedrukt in euro’s: 44,7 euro) op 100 is gesteld. Op deze wijze kunnen de cijfers zowel in de tijd als tussen landen worden vergeleken.

De tabel geeft aan dat het niveau van de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur in Nederland

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

Tabel 5.1 Groei van arbeidsproductiviteit per gewerkt uur; 1960-2006

Volumegroei van bruto binnenlands product per gewerkt uur; gemiddelde jaarlijkse procentuele mutaties (voor EU/OECD-landengemiddelden volumes in prijzen van 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op het jaar 2005)

	1960-1970	1970-1980	1980-1991*	1991-1995*	1995-2000	2000-2006
Australië	3,0	1,6	1,0	2,1	2,6	1,4
België	6,1	4,5	2,4	1,9	1,3	1,2
Canada	2,7	1,1	1,1	1,8	1,7	1,3
Denemarken	4,0	3,2	2,4	2,9	1,1	1,4
Duitsland	5,6**	3,8**	2,5**	2,4	2,0	1,4
Finland	5,1	3,4	2,7	3,3	2,7	2,5
Frankrijk	5,3	3,9	2,9	1,8	2,6	1,3
Griekenland	9,6	3,9	0,2	-0,5	2,9	2,8
Hongarije	-	-	-	5,5	2,5	4,5
Ierland	5,0	4,9	3,8	1,3	4,7	2,7
IJsland	3,7	5,1	1,0	-0,4	2,3	3,7
Italië	7,9	2,8	2,1	2,8	0,9	0,0
Japan	8,8	4,1	3,3	2,2	1,9	2,3
Luxemburg	4,7	1,5	4,6	2,5	3,6	2,0
Mexico	3,8	1,3	-1,3	-2,0	1,9	0,5
Nederland	4,4	3,6	1,9	0,8	1,8	1,5
Nieuw Zeeland	1,7	0,2	2,4	0,6	1,9	1,2
Noorwegen	4,5	4,6	2,6	3,2	2,3	2,1
Oostenrijk	6,2	3,4	2,3	2,8	2,1	1,2
Polen	-	-	-	5,3	5,6	4,1
Portugal	7,1	3,2	2,5	1,5	3,1	0,4
Slowakije	-	-	-	4,7	4,8	4,3
Spanje	6,2	3,9	2,8	2,5	-0,2	0,2
Tsjechië	-	-	-	1,1	2,1	4,5
Turkije	5,1	2,8	3,4	2,1	2,5	4,5
Verenigde Staten	2,6	1,2	1,5	1,6	2,1	1,8
Verenigd Koninkrijk	3,7	2,2	2,0	3,2	2,4	1,9
Zuid-Korea	-	2,8	6,8	4,1	4,2	3,9
Zweden	4,9	1,2	1,2	2,6	2,5	2,5
Zwitserland	3,6	2,1	0,8	0,8	1,3	1,1
EU15	5,5***	3,3***	2,3***	2,3	1,8	1,2
OECD (in 2006)	-	-	-	1,8	2,1	1,7
Pre-1994 OECD	4,7***	2,6***	2,1***	2,0	2,1	1,7
20 OECD-landen uit empirisch onderzoek	4,6***	2,6***	2,1***	2,1	2,0	1,6

* Perioden 1980-1991 en 1991-1995 in plaats van 1980-1990 en 1990-1995 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990. ** West-Duitsland. *** Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: berekeningen op basis van Economic Outlook Database van de OECD (juni 2008) en voor gewerkte uren (per werkzame persoon) EU KLEMS Database (maart 2008) gecombineerd met Total Economy Database van The Conference Board en Groningen Growth and Development Centre (september 2008).

fors boven het EU15- en het OECD-gemiddelde ligt. Nederland kan hier internationaal tot de kopgroep worden gerekend. Luxemburg heeft veruit het hoogste arbeidsproductiviteitsniveau

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

Tabel 5.2 Niveau van arbeidsproductiviteit per gewerkt uur; 1960-2006

Niveau van bruto binnenlands product (tegen marktprijzen) per gewerkt uur in prijzen van 2005, omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product (betrekking hebbend op 2005) en vervolgens uitgedrukt als indexcijfers, waarbij Nederland in 2005 op 100 is gesteld (absolute bedrag Nederland in 2005: 44,7 euro)

	1960	1970	1980	1991	2000	2006
Australië	32	44	51	57	70	76
België	24	44	69	90	103	111
Canada	39	51	57	64	75	80
Denemarken	25	38	52	68	80	87
Duitsland						
West-Duitsland	25	42	61	80	-	-
Herenigd Duitsland	-	-	-	70	85	93
Finland	18	29	40	54	70	81
Frankrijk	22	37	54	74	90	97
Griekenland	12	31	45	46	52	61
Hongarije	-	-	-	25	36	46
Ierland	14	23	38	57	75	88
IJsland	20	29	48	53	59	73
Italië	20	42	55	69	81	81
Japan	11	25	37	53	64	73
Luxemburg	44	69	81	133	174	197
Mexico	21	31	35	30	30	31
Nederland	30	46	66	82	92	101
Nieuw Zeeland	30	36	36	47	53	57
Noorwegen	29	45	71	94	120	136
Oostenrijk	19	35	49	63	78	84
Polen	-	-	-	20	32	41
Portugal	10	20	27	36	44	45
Slowakije	-	-	-	24	36	46
Spanje	19	35	51	69	75	76
Tsjechië	-	-	-	31	36	47
Turkije	7	12	16	23	28	37
Verenigde Staten	44	57	64	76	89	99
Verenigd Koninkrijk	26	37	46	57	73	81
Zuid-Korea	-	8	11	22	32	40
Zweden	30	48	54	62	77	89
Zwitserland	38	54	67	72	80	85
EU15	22*	38*	53*	66	80	85
OECD (in 2006)	-	-	-	57	69	76
Pre-1994 OECD	25*	40*	52*	64	77	85
20 OECD-landen uit empirisch onderzoek	26*	41*	54*	67	80	89

* Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: zie tabel 5.1.

binnen de OECD. Een belangrijke verklaring hiervoor is de sterke financiële sector in dat land (OECD, 2008b). Ook in Noorwegen is het arbeidsproductiviteitsniveau internationaal gezien zeer hoog. Dat kan vooral worden verklaard uit inkomsten uit oliewinning. Die zijn in de loop

der tijd sterk gestegen in Noorwegen en leveren als toegevoegde waarde in de sector delfstoffenwinning een belangrijke bijdrage aan het arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen.¹¹⁴

Tabel 5.2 toont verder dat het arbeidsproductiviteitsniveau per gewerkt uur in Nederland ongeveer even hoog als in de Verenigde Staten. Dat is opmerkelijk, omdat de Verenigde Staten vaak als technologische leider wordt beschouwd (zie bijvoorbeeld Griffith, Redding en Van Reenen (2004), De la Fuente en Doménech (2000) en Inklaar en Timmer (2008)), terwijl Nederland op innovatieterrein als een middenmoter is te zien op grond van een groot aantal indicatoren tezamen (PRO INNO Europe, 2011). Een mogelijke verklaring is dat in Nederland veel minder uren wordt gewerkt per werkzame persoon en per hoofd van de bevolking dan in de Verenigde Staten. Hierbij zijn drie mechanismen te onderscheiden:

- Een lager aantal gewerkte uren per hoofd van bevolking kan betekenen dat er minder arbeid met een lagere productiviteit wordt ingezet in het productieproces (Pomp, 1998; Bourlès en Cette, 2005; Donselaar en Segers, 2006; Boulhol en Turner, 2009). In dat geval wordt de samenstelling van de factor arbeid beïnvloed door de werkgelegenheidssituatie.
- Voorts kan een lager aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking voortkomen uit relatief hoge arbeidskosten per eenheid product. Substitutie van arbeid door kapitaal leidt daarbij tot een hogere kapitaalarbeidsverhouding, met een positieve doorwerking in de arbeidsproductiviteit (Gordon, 1997; Broer en Huizinga, 2004; Gelauff, 2004; Boulhol en Turner, 2009).
- Ten slotte kan een lager aantal gewerkte uren per werkzame persoon ertoe leiden dat er minder vermoeidheid optreedt bij het werk, dat er harder wordt gewerkt in de beschikbare uren en dat er meer extra werk buiten de officiële uren wordt verricht (Gelauff, 2004; Bourlès en Cette, 2005; Donselaar en Segers, 2006).

In paragraaf 6.2.3 worden empirische onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007) besproken waarin negatieve invloeden op het arbeidsproductiviteitsniveau in een land worden gevonden van de arbeidsparticipatie en van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. In het onderzoek van Bourlès en Cette (2007) is ook berekend wat de consequentie van een relatief hoog aantal gewerkte uren per werkzame persoon en een relatief hoge arbeidsparticipatie in de Verenigde Staten zou zijn geweest voor het arbeidsproductiviteitsniveau in de Verenigde Staten ten opzichte van een aantal andere OECD-landen. Ten opzichte van Nederland geldt dat alleen sprake is van een relatief hoog aantal gewerkte uren per werkzame persoon. De arbeidsparticipatie, gemeten als het aantal werkzame personen per hoofd van de bevolking, is in Nederland ruim hoger dan in de Verenigde Staten, zoals wordt getoond in bijlage B5.1. Volgens de berekeningen van Bourlès en Cette (2007) zouden deze verschillen tussen Nederland en de Verenigde Staten per saldo een negatieve invloed op het arbeidsproductiviteitsniveau van de Verenigde Staten ten opzichte

¹¹⁴ Een sterke groei van de toegevoegde waarde in de sector delfstoffenwinning in Noorwegen blijkt uit sectordata van de OECD. Het aandeel van de delfstoffenwinning in het volume van de toegevoegde waarde in de totale economie is gestegen van 8% in 1970 naar 28% in 1996 en 1997. Daarna is dat aandeel iets teruggelopen, met een waarde van 24% in 2006. Het aandeel van de delfstoffenwinning in het totale aantal gewerkte uren in de totale economie is tussen 1970 en 2006 gestegen van 0,6% naar 2,0%. Bron voor de data: OECD, STAN Database for Structural Analysis, editie 2008, OECD.Stat.

van Nederland hebben gehad van 11,0%, uitgaande van 2004 als meest recente jaar van de analyse.

In de empirische analyse in hoofdstuk 7 (ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau) zal rekening worden gehouden met de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon als mogelijke verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land. De gevonden resultaten kunnen daarbij direct vergeleken worden met de uitkomsten van de genoemde onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007).

5.3 Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei en van arbeidsproductiviteitsniveaoverschillen tussen landen (groeiboekhoudingsbenadering)

In deze paragraaf volgt voor een groot aantal landen een decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei op basis van de groeiboekhoudingsmethodiek. De arbeidsproductiviteitsgroei wordt hierbij uitgesplitst in de TFP-groei, een bijdrage van de groei van ICT-kapitaal per gewerkt uur, een bijdrage van de groei van overig (fysiek) kapitaal per gewerkt uur en een bijdrage van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. De laatstgenoemde component geeft een bijdrage weer van veranderingen in de arbeidscompositie. Na de decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei in de verschillende landen wordt de analyse vervolgd met een decompositie van arbeidsproductiviteitsniveaoverschillen tussen landen. Dat gebeurt volgens een methode die in het verlengde ligt van de groeiboekhoudingsmethodiek. Bij deze decompositieanalyse worden arbeidsproductiviteitsniveaoverschillen tussen landen uitgesplitst in TFP-verschillen, verschillen in bijdragen van de hoeveelheden ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal per gewerkt uur en verschillen in de bijdrage van de arbeidscompositie.

5.3.1 Decompositie van arbeidsproductiviteitsgroei

In tabel 5.3 worden groeiboekhoudingsberekeningen gepresenteerd voor 20 OECD-landen. Hiervoor zijn cijfers gebruikt uit de EU KLEMS Database (editie van maart 2008). In de tabel zijn berekeningen weergegeven voor twee deelperioden: 1995-2000 en 2000-2005. Hierbij is 2005 het meest recente jaar binnen de EU KLEMS-data.¹¹⁵ Data in de EU KLEMS Database zijn beschikbaar vanaf 1970, maar voor vroegere jaren zijn de data minder volledig. Daarom is 1995 als beginjaar gekozen voor de analyse in deze paragraaf. De analyse wordt beperkt tot landen die in 2006 lid waren van de OECD en waarvoor in de EU KLEMS Database voldoende data beschikbaar zijn om de berekeningen zoals die in tabel 5.3 zijn gepresenteerd, volledig uit te kunnen voeren. Onder de 20 opgenomen OECD-landen bevinden zich 14 EU15-landen (EU15 exclusief Griekenland; voor Griekenland ontbreken kapitaaldata).

De methodiek van de groeiboekhouding in de EU KLEMS Database is al besproken in paragraaf 2.2.6. Centraal staat een translogproductiefunctie met kapitaaldiensten en gewogen ar-

¹¹⁵ Inmiddels is een nieuwe editie van de EU KLEMS Database beschikbaar gekomen met 2007 als meest recente jaar (editie november 2009). Hier wordt echter vastgehouden aan de data zoals die in maart 2008 beschikbaar kwamen in de EU KLEMS-data. Daarmee wordt consistentie bereikt met de data die in september-november 2008 zijn verzameld voor de empirische analyses in dit proefschrift voor 20 OECD-landen, voor een deel afkomstig uit de EU KLEMS Database (zie voor de databronnen bijlage B6.1 bij hoofdstuk 6).

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

Groeiboekhoudingsberekeningen; uitsplitsing van arbeidsproductiviteitsgroei over de periode 1995-2005

Gemiddelden per jaar; uitkomsten op basis van delta's van natuurlijke logaritmen vermenigvuldigd met 100, waardoor bij benadering procentuele veranderingen in de arbeidsproductiviteit en bijdragen van componenten in procentpunten worden verkregen (voor EU/OECD-landengemiddelden volgend op de methode van de Groeiboekhoudingsberekeningen, 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	Gemiddeld over periode 1995-2000					Gemiddeld over periode 2000-2005			
	Δln van arbeidsproductiviteit, × 100	Bijdragen van:				Δln van arbeidsproductiviteit, × 100	Bijdragen van:		
		ICT-kapitaal	Niet-ICT-kapitaal	Arbeidscompositie	TFP-groei		ICT-kapitaal	Niet-ICT-kapitaal	Arbeidscompositie
	2,4	0,8	0,4	0,2	1,0	1,4	0,8	0,6	0,3
	1,2	0,9	0,4	0,3	-0,3	1,1	0,6	0,5	0,2
	1,0	1,0	-0,1	0,3	-0,3	1,1	0,6	0,3	0,2
	2,0	0,5	0,9	-0,1	0,6	1,4	0,3	0,6	0,1
	2,7	0,5	0,0	0,2	1,9	1,8	0,4	0,2	0,3
	2,0	0,3	0,3	0,5	0,8	1,4	0,2	0,6	0,3
	3,1	-0,1	-0,6	0,4	3,3	4,4	0,6	0,9	0,9
	4,6	0,6	1,7	0,5	1,8	3,1	0,1	2,4	0,6
	0,8	0,3	0,3	0,2	-0,1	-0,1	0,1	0,5	0,2
	2,5	0,5	1,4	0,5	0,2	2,4	0,4	1,3	0,4
	1,1	0,5	0,2	0,8	-0,3	0,5	0,5	0,0	0,2
	1,6	0,7	0,2	0,2	0,5	1,6	0,3	0,3	0,5
	2,1	0,5	0,3	0,3	0,9	0,9	0,3	0,1	0,2
	2,5	0,9	1,6	-0,4	0,3	0,5	0,5	1,0	0,9
	0,1	0,4	0,1	0,4	-0,8	0,6	0,2	0,7	0,5
	1,3	0,9	1,6	0,2	-1,5	4,1	0,4	1,7	0,4
Staten	2,0	1,0	0,4	0,2	0,4	2,5	0,5	0,6	0,2
oninkrijk	2,2	0,9	0,5	0,5	0,3	1,6	0,5	0,3	0,4
	4,3	0,2	1,0	0,8	2,4	3,2	0,2	0,8	0,9
	2,5	0,6	1,0	0,2	0,6	2,7	0,3	0,9	0,3
anden	1,6	0,5	0,5	0,2	0,4	1,1	0,3	0,5	0,2
anden	2,2	0,7	0,6	0,4	0,4	2,0	0,4	0,7	0,3

Berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008).

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

beidsdiensten als productiefactoren. Van jaar op jaar worden de bijdragen van de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten per gewerkt uur en de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur aan de arbeidsproductiviteitsgroei berekend door:

- de delta's van de natuurlijke logaritmen te bepalen van de hoeveelheid kapitaaldiensten per gewerkt uur en de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur;
- deze vervolgens te vermenigvuldigen met Törnqvistgewichten die de aandelen van respectievelijk het brutokapitaalinkomen en het arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde weergeven, gemiddeld over het lopende en het voorgaande jaar.

Als residu volgt dan van jaar op jaar de TFP-groei, uitgedrukt als delta van de natuurlijke logaritme van de TFP. Dit kan op basis van vergelijking (2.12) uit paragraaf 2.2.6 als volgt worden weergegeven:

$$(5.1) \quad \Delta \ln(TFP_t) = \Delta \ln(AP_t) - \overline{\omega_K} \Delta \ln((K_D / L)_t) - \overline{\omega_L} \Delta \ln((L_G / L)_t)$$

De delta's van natuurlijke logaritmen ($\Delta \ln$'s) geven hier bij benadering groeivoeten weer, uitgaande van kleine veranderingen van de variabelen. De $\Delta \ln$ van de hoeveelheid kapitaaldiensten is in de EU KLEMS Database berekend door $\Delta \ln$'s van verschillende typen (fysiek) kapitaal te vermenigvuldigen met de aandelen van de verschillende typen kapitaal in de totale gebruikskosten van (fysiek) kapitaal, waarbij deze aandelen zijn uitgedrukt volgens de Törnqvistmethodiek. De $\Delta \ln$ van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten is op soortgelijke wijze berekend door de $\Delta \ln$'s van verschillende typen arbeid te vermenigvuldigen met de aandelen van de verschillende typen arbeid in het totale arbeidsinkomen, opnieuw aan de hand van Törnqvistgewichten. De typen arbeid worden langs drie dimensies onderscheiden: opleidingsniveau (lager geschoold, middelbaar geschoold en hoger geschoold), geslacht (man, vrouw) en leeftijd (15-29 jaar, 30-49 jaar en 50 jaar en ouder). Bij (fysiek) kapitaal worden acht typen onderscheiden, waarvan drie typen verschillende vormen van ICT-kapitaal zijn.

Bij de gepresenteerde groeiboekhoudingsberekeningen wordt bij (fysiek) kapitaal een onderscheid gemaakt tussen ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal als hoofdcategorieën. Binnen vergelijking (5.1) kan de kapitaaldienstenterm dan ook uitgesplitst worden gedacht in een term die betrekking heeft op ICT-kapitaaldiensten en een term die betrekking heeft op niet-ICT-kapitaaldiensten, beide gewogen met afzonderlijke Törnqvistgewichten voor respectievelijk het brutokapitaalinkomen uit ICT-kapitaal en het brutokapitaalinkomen uit niet-ICT-kapitaal. De berekeningen in de EU KLEMS Database zijn uitgevoerd op het niveau van individuele sectoren, waarna geaggregeerd is tot groepen van sectoren en vervolgens tot het niveau van de totale economie. Bij de hier te presenteren berekeningen beperken we ons tot uitkomsten op het niveau van de totale economie.

In tabel 5.3 zijn de uitkomsten zoals die volgen op basis van delta's van natuurlijke logaritmen, vermenigvuldigd met 100 om de tabel gemakkelijker leesbaar te maken in relatie tot de arbeidsproductiviteitsgroei in procenten. De gepresenteerde cijfers geven bij benadering procentuele groeivoeten van de arbeidsproductiviteit en bijdragen van de onderscheiden componenten in procentpunten weer.¹¹⁶ De uitkomsten worden in onderstaande bespreking gemaks-

¹¹⁶ De procentuele arbeidsproductiviteitsgroei staat op de volgende wijze in relatie tot $\Delta \ln$ van de arbeidsproductiviteit: arbeidsproductiviteitsgroei in procenten = $100 \times (e^{\Delta \ln \text{ van de arbeidsproductiviteit}} - 1)$

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

halve opgevat als weergaven van procentuele groeivoeten en bijdragen in procentpunten. In de EU KLEMS Database wordt op dezelfde wijze gehandeld bij de presentatie van groeiboekhoudingsuitkomsten.

Uit tabel 5.3 volgt dat de residuele TFP-groei veelal een bescheiden omvang heeft in vergelijking met de arbeidsproductiviteitsgroei en in een aantal gevallen zelfs negatief is gemiddeld over de periode 1995-2000 dan wel 2000-2005. De invloed van kapitaalverdieping komt over het algemeen relatief hoog uit, waarbij de bijdragen van ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal beide afzonderlijk een belangrijke rol spelen. Veranderingen in de arbeidscompositie leveren over het algemeen een bescheidener bijdrage aan de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei. Interessant is dat een belangrijke rol van ICT-kapitaal naar voren komt, terwijl het aandeel van ICT-kapitaal in de totale (ICT- en niet-ICT-)kapitaalvoorraad tamelijk gering is. Dat aandeel bedroeg bijvoorbeeld ongeveer 2% in Nederland in het jaar 2000, zoals in bijlage B5.3 bij paragraaf 5.5 te zien is. De groei van de voorraad ICT-kapitaal is echter sterk geweest, wat in combinatie met relatief hoge gebruikskosten van ICT-kapitaal tot aanzienlijke bijdragen van ICT-kapitaalverdieping aan de arbeidsproductiviteitsgroei heeft geleid binnen de groeiboekhoudingssystematiek.

Tussen de landen en tussen de twee onderscheiden perioden zijn aanzienlijke verschillen te zien. Voor Nederland volgt als beeld in vergelijking met het totaal van de 20 OECD-landen:

- Over de periode 2000-2005 is de bijdrage van veranderingen in de arbeidscompositie in Nederland met gemiddeld 0,5%-punt per jaar relatief hoog in vergelijking met het totaal van de 20 OECD-landen. Over de periode 1995-2000 blijft Nederland bij deze component echter ongeveer evenveel achter bij het totaal van de 20 OECD-landen.
- De bijdrage van ICT-kapitaalverdieping is in Nederland in beide perioden ongeveer even hoog als in het totaal van de 20 OECD-landen. De bijdrage hiervan blijkt in de periode 1995-2000 veel hoger te zijn geweest dan in de periode 2000-2005: in Nederland gemiddeld 0,7%-punt per jaar in de periode 1995-2000 tegenover gemiddeld 0,3%-punt per jaar in de periode 2000-2005.
- De bijdrage van niet-ICT-kapitaalverdieping blijft in Nederland in beide perioden sterk achter bij het totaal van de 20 OECD-landen. Terwijl de bijdrage daarvan in het totaal van de OECD-landen 0,6-0,7%-punt per jaar is in de twee perioden, is deze in Nederland slechts 0,2-0,3% per jaar. Verklaringen die hiervoor gegeven kunnen worden, zijn: 1) een sterke werkgelegenheidsgroei in Nederland in de periode 1995-2000 en 2) een gematigde groei van de bruto-investeringen Nederland in de periode 2000-2005. De sterke werkgelegenheidsgroei in de periode 1995-2000 heeft een negatief noemereffect gehad op de groei van de kapitaalarbeidsverhouding, zoals eerder is geconcludeerd in onderzoek van Donseelaar, Erken en Klomp (2003).¹¹⁷ De gematigde groei van de bruto-investeringen in Ne-

1). Daarmee volgt bijvoorbeeld bij een gemiddelde waarde van 1,50 voor $100 \times \Delta \ln$ van de arbeidsproductiviteit als gemiddelde procentuele mutatie van de arbeidsproductiviteit: 1,51.

¹¹⁷ Uit achterliggende berekeningen voor de groeiboekhoudingsdecompositie in tabel 5.3 blijkt dat de hoeveelheid niet-ICT-kapitaaldiensten in de periode 1995-2000 met 3% per jaar is gegroeid in Nederland, net als in het totaal van de OECD-landen het geval is geweest. Het totaal aantal gewerkte uren blijkt in Nederland met 2% per jaar te zijn gegroeid in die periode, terwijl dat in het totaal van de OECD-landen slechts 1% per jaar is geweest.

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

derland in de periode 2000-2005 is voor een belangrijk deel toe te rekenen aan een daling van de bruto-investeringsquote. Daarnaast is de economische groei in Nederland relatief gematigd geweest in de periode 2000-2005.¹¹⁸ Beide factoren hebben geleid tot een relatief lage investeringsgroei in Nederland, waardoor ook in de periode 2000-2005 de bijdrage van niet-ICT-kapitaalverdieping aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland beperkt is geweest in vergelijking met het totaal van de 20 OECD-landen.¹¹⁹

- De TFP-groei is in Nederland in beide perioden in lijn met het gemiddelde in de 20 OECD-landen. Met gemiddeld 0,4-0,5% per jaar heeft dit residu een aandeel van ruwweg 30% in de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland over de periode 1995-2005.

Ten opzichte van het totaal van de 14 EU15-landen uit de tabel wordt een vergelijkbaar beeld voor Nederland verkregen bij de bijdragen van veranderingen in de arbeidscompositie, ICT-kapitaalverdieping en niet-ICT-kapitaalverdieping. Een verschil doet zich wel voor bij de TFP-groei, die in de periode 2000-2005 op gemiddeld 0,0% per jaar berekend is voor het totaal van de 14 EU15-landen.

Opvallend is de hoge TFP-groei van 1,2% in de Verenigde Staten over de periode 2000-2005. Over de periode 1995-2000 bereikte de Verenigde Staten nog een TFP-groei van 0,4% per jaar, even hoog als in het totaal van de 20 OECD-landen en in het totaal van de 14 EU15-landen. In die periode was wel de bijdrage van ICT-kapitaalverdieping relatief hoog in de Verenigde Staten (1,0%-punt per jaar, tegenover 0,7% in het totaal van de 20 OECD-landen en 0,5%-punt in het totaal van de 14 EU15-landen). De hoge TFP-groei in de Verenigde Staten in de periode 2000-2006 kan verklaard worden uit een sterke benutting van ICT, met name in ICT-intensieve dienstensectoren. De Verenigde Staten lijkt ICT veel sterker dan andere landen 'slim' benut te hebben in productie- en innovatieprocessen, wat toegeschreven zou kunnen worden aan meer concurrentie, innovatie (inclusief niet-technologische innovatie, zoals organisatorische veranderingen) en ondernemerschap in de Verenigde Staten.¹²⁰

Bij het bovenstaande kan als kanttekening worden genoteerd dat de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten over de periode 2000-2005 bij de berekeningen volgens de EU KLEMS Database zo'n 0,5%-punt per jaar hoger is dan bij berekeningen op basis van de OECD Economic Outlook Database, zoals die zijn gepresenteerd in tabel 5.1. Het verschil is

Met data uit de Economic Outlook Database van de OECD is verder berekend dat de bruto-investeringsquote (bruto-investeringen in verhouding tot het bruto binnenlands product) in de periode 1995-2000 met 1% per jaar gestegen is in Nederland, wat iets hoger is dan de groei van een half procent per jaar die voor het totaal van de 20 OECD-landen uit tabel 5.3 volgt. Binnen de bruto-investeringen heeft daarbij een verschuiving naar investeringen in ICT-kapitaal plaatsgevonden die in lijn is met het gemiddelde in andere landen, zoals te zien is in tabel B5.6 in bijlage B5.4 bij paragraaf 5.5.

¹¹⁸ De bruto-investeringsquote daalde in Nederland met 3% per jaar in de periode 2000-2005, tegenover een daling van 1% per jaar gemiddeld in het totaal van 20 OECD-landen uit tabel 5.3. De economische groei bedroeg in Nederland gemiddeld 1% per jaar, terwijl gemiddeld in de 20 OECD-landen sprake was van een economische groei van 2% per jaar.

¹¹⁹ Binnen de bruto-investeringen is het aandeel van investeringen in niet-ICT-kapitaal tussen 2000 en 2005 niet veel veranderd in Nederland en gemiddeld in de andere landen, zoals wordt getoond door tabel B5.6 in bijlage B5.4 bij paragraaf 5.5.

¹²⁰ Zie in dit verband bijvoorbeeld Van Ark en Inklaar (2005), Van Ark (2007), Buijink (2007), Timmer (2007), Donselaar en Raes (2006) en Erken, Donselaar en Raes (2008).

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

met name gelegen in verschillende ontwikkelingen van het aantal werkzame personen in de noemer van de arbeidsproductiviteit (voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon als andere component in de noemer is bij de berekeningen op basis van de Economic Outlook Database uitgegaan van de EU KLEMS-data). Indien zou worden uitgegaan van de ontwikkeling van het aantal werkzame personen volgens de berekeningen op basis van de Economic Outlook Database, dan komen de bijdragen van ICT- en niet-ICT-kapitaalverdieping en de TFP-groei in de Verenigde Staten lager uit. Een gevoeligheidsanalyse leert dat nog steeds sprake is van een relatief hoge TFP-groei van 0,9%-punt per jaar over de periode 2000-2005. Dat gaat gepaard met bijdragen van ICT- en niet-ICT-kapitaalverdieping van respectievelijk 0,4%-punt en 0,5%-punt per jaar. De bijdrage van ICT-kapitaalverdieping is dan nog beperkt hoger dan in het totaal van de 14 EU15-landen (0,3%-punt per jaar), terwijl de bijdrage van niet-ICT-kapitaalverdieping ongeveer even hoog wordt als in het totaal van de 14 EU15-landen.

5.3.2 Decompositie van arbeidsproductiviteitsniveaoverschillen tussen landen

In tabel 5.4 worden vervolgens berekeningen gepresenteerd waarin arbeidsproductiviteitsniveaoverschillen tussen landen zijn uitgesplitst. De gevolgde methodiek sluit aan bij de groei-boekhoudingsmethodiek. Nu zijn de bruto toegevoegde waarde, het brutokapitaalinkomen uit ICT-kapitaal, het brutokapitaalinkomen uit niet-ICT-kapitaal en het arbeidsinkomen in nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten, om voor afzonderlijke jaren verschillen tussen landen te kunnen kwantificeren bij de arbeidsproductiviteit, de hoeveelheden ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal per eenheid arbeid en de arbeidscompositie. In paragraaf 2.2.6 is de hiervoor te hanteren methodiek (inclusief het gebruik van Törnqvistgewichten) al besproken. Gegevens voor de berekeningen zijn beschikbaar in de GGDC Productivity Level Database van het Groningen Growth and Development Centre (<http://www.ggdc.net/databases/levels.htm>; Inklaar en Timmer, 2008), die gerelateerd is aan de EU KLEMS Database, zoals al in paragraaf 2.2.6 werd aangegeven.

In de GGDC Productivity Level Database zijn de berekeningen uitgevoerd met de Verenigde Staten als benchmarkland. In de berekeningen gepresenteerd in tabel 5.4 is Nederland als benchmarkland gekozen. De koopkrachtpariteiten zijn in de GGDC Productivity Level Database berekend voor het jaar 1997. Bij de berekeningen gepresenteerd in tabel 5.4 zijn deze aan de hand van prijsontwikkelingen voor het bruto binnenlands product, ICT- en niet-ICT-kapitaaldiensten en (gewogen) arbeidsdiensten in de diverse landen volgens gegevens in de EU KLEMS Database vertaald naar het jaar 2005. Inklaar en Timmer (2008) hanteren een vergelijkbare methode om onder andere TFP-verschillen tussen landen in 2005 te kwantificeren. Zij extrapoleren uitkomsten voor 1997 naar 2005 aan de hand van volumeontwikkelingen van de relevante variabelen volgens de data die beschikbaar zijn in de EU KLEMS Database.

Bij de berekeningen bleek dat de koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product (BBP) die in de GGDC Productivity Level Database gehanteerd worden, bij sommige landen aanzienlijk afwijken van die uit de Economic Outlook Database van de OECD. Om de niveauvergelijkingen tussen landen in tabel 5.4 aan te sluiten bij de cijfers die eerder in tabel 5.2 zijn gepresenteerd voor de arbeidsproductiviteitsverhoudingen tussen landen, worden in tabel 5.4 ook berekeningen getoond waarbij voor het bruto binnenlands product koopkrachtpariteiten zijn gebruikt conform de Economic Outlook Database van de OECD.

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

Verklaring van arbeidsproductiviteitsniveaoverschil met Nederland in 2005

het gebruikmaking van koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, het brutokapitaalinkomen uit ICT-kapitaal, het brutokapitaalinkomen uit Niet-ICT-kapitaal en het arbeidsinkomen voor 2005 (voor EU/OECD-landengemiddelden volumes in prijzen van 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten)

	Voor bruto binnenlands product koopkrachtpariteiten volgens GGDC Productivity Level Database					Voor bruto binnenlands product koopkrachtpariteiten conform Economic Outlook Database van de OESO				
	In van arbeidsproductiviteit t.o.v. NL	Bijdragen van:				In van arbeidsproductiviteit t.o.v. NL	Bijdragen van:			
		ICT-kapitaal	Niet-ICT-kapitaal	Arbeidscompositie	TFP		ICT-kapitaal	Niet-ICT-kapitaal	Arbeidscompositie	TFP
	-0,23	0,01	-0,01	-0,06	-0,17	-0,21	0,01	-0,01	-0,06	-0,17
	0,08	0,02	0,09	-0,02	-0,01	0,17	0,02	0,09	-0,02	-0,01
	-0,13	0,01	0,04	-0,10	-0,08	-0,10	0,01	0,04	-0,10	-0,08
	-0,04	-0,01	0,05	-0,03	-0,05	-0,02	-0,01	0,05	-0,03	-0,05
	-0,15	-0,02	0,01	-0,06	-0,08	-0,16	-0,02	0,01	-0,06	-0,08
	-0,11	-0,02	0,03	0,01	-0,14	0,01	-0,02	0,03	0,01	-0,14
	-0,61	-0,05	-0,22	0,06	-0,40	-0,73	-0,05	-0,22	0,06	-0,40
	-0,10	-0,05	-0,06	-0,00	0,02	-0,05	-0,05	-0,06	-0,00	0,02
	-0,23	-0,03	-0,02	-0,06	-0,12	-0,21	-0,03	-0,02	-0,06	-0,12
	-0,39	-0,00	0,07	0,01	-0,47	-0,29	-0,00	0,07	0,01	-0,47
	0,31	-0,01	0,04	0,01	0,27	0,18	-0,01	0,04	0,01	0,27
	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00	0,00
	-0,28	-0,02	0,01	-0,06	-0,23	-0,13	-0,02	0,01	-0,06	-0,23
	-0,76	-0,04	-0,18	-0,25	-0,29	-0,76	-0,04	-0,18	-0,25	-0,29
	-0,31	-0,04	-0,06	-0,02	-0,20	-0,30	-0,04	-0,06	-0,02	-0,20
	-0,74	-0,06	-0,15	-0,05	-0,48	-0,79	-0,06	-0,15	-0,05	-0,48
Verenigde Staten	0,11	0,02	-0,03	0,04	0,09	0,02	0,02	-0,03	0,04	0,09
Verenigd Koninkrijk	-0,27	0,00	-0,10	-0,04	-0,13	-0,20	0,00	-0,10	-0,04	-0,13
	-0,83	-	-	-	-	-0,84	-	-	-	-
	-0,09	0,00	-0,07	0,00	-0,02	-0,03	0,00	-0,07	0,00	-0,02
Landen	-0,17	-0,01	-0,01	-0,04	-0,11	-0,13	-0,01	-0,01	-0,04	-0,11
Landen	-0,09	0,00	-0,01	0,00	-0,08	-0,10	0,00	-0,01	0,00	-0,08

Verenigd Koninkrijk, landen op basis van GGDC Productivity Level Database (september 2008) in combinatie met EU KLEMS Database (maart 2008).

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

Het verschil tussen deze koopkrachtpariteiten is onder andere van belang voor de beoordeling van de productiviteitspositie van de Verenigde Staten ten opzichte van de andere OECD-landen. Wordt uitgegaan van de BBP-koopkrachtpariteiten van de OECD, dan is het arbeidsproductiviteitsniveau in Nederland in recente jaren ongeveer even hoog als in de Verenigde Staten.¹²¹ Wordt uitgegaan van de BBP-koopkrachtpariteiten uit de GGDC Productivity Level Database, dan volgt voor de Verenigde Staten een arbeidsproductiviteitsniveau dat ongeveer 10 procent boven het niveau in Nederland ligt. Dit verschil vertaalt zich door naar de TFP-verhouding tussen de Verenigde Staten en Nederland in tabel 5.4. In het eerste geval komt het TFP-niveau in de Verenigde Staten op ongeveer gelijke hoogte uit als in Nederland, terwijl in het tweede geval het TFP-niveau in de Verenigde Staten ongeveer 10 procent hoger ligt dan in Nederland. In dit proefschrift zal op andere plaatsen uitgegaan blijven worden van de koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product uit de Economic Outlook Database van de OECD. Dan wordt direct aangesloten bij de internationale statistieken van de OECD. Het beeld dat de GGDC Productivity Level Database geeft, kan wel als een interessante alternatieve weergave van de arbeidsproductiviteitspositie van de Verenigde Staten in gedachten worden gehouden.

Ten opzichte van de EU- en OECD-landen in tabel 5.4 scoort Nederland bij beide BBP-koopkrachtpariteiten bovengemiddeld bij zowel het arbeidsproductiviteitsniveau als het TFP-niveau. Bij ICT- en niet-ICT-kapitaal en bij de arbeidscompositie scoort Nederland ongeveer neutraal ten opzichte van het totaal van de OECD-landen. Ten opzichte van het totaal van de EU15-landen heeft Nederland een iets betere positie. Opvallend is verder het TFP-niveau van Nederland ten opzichte van Finland en Japan. Finland wordt veel geroemd om zijn sterke technologische positie en innovatiekracht. Het TFP-niveau in Finland blijft echter nog zo'n 8% achter bij dat in Nederland. In Japan, een land met een hoge R&D-intensiteit en een sterke technologische positie afgemeten aan patenten (zie paragraaf B6.2.5 van bijlage B6.2 bij hoofdstuk 6), is het TFP-niveau zelfs meer dan 30% lager dan in Nederland.¹²²

Eerder (in paragraaf 5.2.2) werd op basis van OECD-data het beeld verkregen dat het arbeidsproductiviteitsniveau in de Verenigde Staten ongeveer even hoog is als in Nederland, ondanks de technologische leiderschapspositie die de Verenigde Staten zou hebben. Daarbij werd als mogelijkheid genoemd en vanuit empirische literatuur onderbouwd dat het arbeidsproductiviteitsniveau in de Verenigde Staten negatief beïnvloed wordt door een relatief hoog aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking. Deels zou het hier om een negatief effect op de arbeidsproductiviteit kunnen gaan via de factor menselijk kapitaal. Uit de niveauberekeningen

¹²¹ In de Economic Outlook Database van de OECD wordt bij de koopkrachtpariteiten uitgegaan van het bruto binnenlands product tegen marktprijzen, terwijl in de GGDC Productivity Level Database en de EU KLEMS Database het bruto binnenlands product tegen basisprijzen is uitgedrukt. Het verschil tussen deze twee begrippen betreft het saldo van productgebonden indirecte belastingen en subsidies. Met dit verschil is bij de berekeningen in tabel 5.4 rekening gehouden door de koopkrachtpariteiten van de OECD te corrigeren met data over het saldo van productgebonden indirecte belastingen en subsidies van de OECD (Annual National Accounts binnen OECD.Stat).

¹²² Dit is als volgt af te leiden uit de verschillen die in tabel 5.4 in natuurlijke logaritmen zijn weergegeven: uitgaande van de BBP-koopkrachtpariteiten volgens de GGDC Productivity Level Database is de procentuele achterstand van Japan op Nederland gelijk aan $(e^{-0,47} - 1) \times 100\% = -37\%$; uitgaande van de BBP-koopkrachtpariteiten conform de Economic Outlook Database van de OECD is deze procentuele achterstand gelijk aan $(e^{-0,37} - 1) \times 100\% = -31\%$.

op basis van de GGDC Productivity Level Database komt echter geen achterstand van de Verenigde Staten naar voren bij het effect op de arbeidsproductiviteit van de arbeidscompositie. De Verenigde Staten heeft hier juist enige voorsprong op Nederland. In de volgende paragraaf zal in tabel 5.5 getoond worden dat de Verenigde Staten ook bij de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) enige voorsprong op Nederland heeft. Het positieve effect dat de Verenigde Staten van de arbeidscompositie ondervindt volgens tabel 5.4, is dus in lijn met het hogere gemiddelde opleidingsniveau van de potentiële beroepsbevolking waarvan in de Verenigde Staten sprake is.

Daarmee is echter nog steeds een negatief effect van het relatief hoge aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking op het arbeidsproductiviteitsniveau in de Verenigde Staten mogelijk:

- Ten eerste kan ook sprake zijn van een direct negatief effect van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking op de TFP. Een hoger aantal gewerkte uren per werkzame persoon kan namelijk betekenen dat er meer vermoeidheid optreedt bij het werk, er minder hard wordt gewerkt in de beschikbare uren en dat er minder extra werk buiten de officiële uren wordt verricht (zoals in de vorige paragraaf al werd aangegeven).
- Ten tweede kan een negatief effect van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid ook plaatsvinden buiten de gemeten hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten om. Er kunnen hier namelijk karakteristieken van arbeid van belang zijn die niet gemeten worden via de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten. Pomp (1998) spreekt hier over niet-waargenomen factoren en noemt daarbij als voorbeelden kennis van de (binnenlandse) taal, werkervaring en minder goed meetbare karakteristieken zoals betrouwbaarheid, flexibiliteit en sociale vaardigheden.

Pomp (1998) heeft voor Nederland de invloed op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling onderzocht van de toename van de arbeidsparticipatie over de periode 1985-1994. Hij vond geen effect bij een methode waarbij arbeid werd gewogen op basis van opleidingsniveau, leeftijd, geslacht en een onderscheid tussen deeltijd- en voltijdwerk. Daarentegen werd wel een aanzienlijk negatief effect gevonden als productiviteitsverschillen tussen werknemers (als maatstaf voor verschillen in de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid tussen werknemers) rechtstreeks werden gekwantificeerd aan de hand van beloningsverhoudingen. Een toename van het aandeel van laagbetaalde arbeid zou een negatief effect op de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland hebben gehad van 0,2%-punt per jaar over de periode 1985-1989 en van 0,3%-punt per jaar over de periode 1989-1994. Dat geeft de indruk dat voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid naast de gemeten gewogen arbeidsdiensten ook niet-waargenomen karakteristieken van individuele werknemers relevant zijn.

5.4 Gewogen arbeidsdiensten in relatie tot de gemiddelde opleidingsduur

In deze paragraaf wordt nader ingegaan op de factor menselijk kapitaal als determinant van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Binnen de groeiboekhoudingsbenadering wordt rekening gehouden met menselijk kapitaal via de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten. De hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid representeert daarbij de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. In empirische analyses wordt veelal uitgegaan van de gemiddelde opleidingsduur (in de leeftijd van 25-64 jaar) als maatstaf voor de hoeveelheid mense-

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

lijk kapitaal per eenheid arbeid. In het onderstaande worden beide maatstaven voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid kwantitatief in beeld gebracht en tevens empirisch in relatie tot elkaar gebracht.

Tabel 5.5 toont de ontwikkeling van beide maatstaven over de periode 1970-2005, voor zover mogelijk voor de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek in dit proefschrift zijn opgenomen. In dat empirisch onderzoek wordt de gemiddelde opleidingsduur gebruikt als indicator voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Het is niet mogelijk om daarvoor de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur te gebruiken, omdat daarvoor niet voldoende data beschikbaar zijn in de EU KLEMS Database (tabel 5.5 toont dat; de EU KLEMS Database is voor deze indicator de enige beschikbare internationale bron). Tabel 5.5 laat wel een sterke relatie tussen beide maatstaven zien, zowel over de tijd als bij een niveau-vergelijking tussen landen in de cross-sectiedimensie.

Nederland blijkt in 2005 bij beide maatstaven iets boven het gemiddelde van de EU-landen uit te komen. Bij de gemiddelde opleidingsduur is ook een vergelijking mogelijk met het gemiddelde van de (20 opgenomen) OECD-landen. De gemiddelde opleidingsduur blijkt in Nederland in 2005 met 12,2 jaar ongeveer gelijk te zijn aan het gemiddelde van de OECD-landen (12,3 jaar). Nederland heeft hierbij een achterstand ten opzichte van het OECD-gemiddelde ingelopen, zoals uit de tabel is op te maken is uit de sterkere groei van de gemiddelde opleidingsduur in Nederland over de periode 1970-2005. De achterliggende data geven aan dat de gemiddelde opleidingsduur in 1970 nog 9,0 jaar bedroeg, tegenover een gemiddelde in de OECD-landen van 9,6 jaar.

Om na te gaan in hoeverre de gemiddelde opleidingsduur binnen empirische analyses de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur kan representeren, is de relatie tussen beide maatstaven voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid in bijlage B5.2 empirisch in kaart gebracht. Theoretisch is te verwachten dat de gemiddelde opleidingsduur met een elasticiteit van ongeveer $2/3$ doorwerkt in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. Dat kan als volgt worden beredeneerd:

- De hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten omvat zowel menselijk kapitaal als ruwe arbeid. In nominale zin wordt de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten binnen de groeiboekhoudingsbenadering gelijkgesteld aan het arbeidsinkomen (inclusief toegerekend looninkomen van zelfstandigen). In de volumeontwikkeling komt de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal tot uitdrukking, tezamen met de ontwikkeling van de hoeveelheid ruwe arbeid.
- In paragraaf 2.3.1 is op basis van rendementen op scholing onderbouwd dat het gewicht van menselijk kapitaal binnen de totale bijdrage van de factor arbeid aan de toegevoegde waarde globaal op $2/3$ kan worden ingeschat. Dan volgt dat een verhoging van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid met 1% zou leiden tot een verhoging van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid met ongeveer $2/3\%$.
- De gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) kan als een directe maatstaf worden beschouwd voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Als directe maatstaf voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid zou een verhoging van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) met 1% leiden tot een verhoging van de hoeveelheid menselijk kapitaal per een-

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

Tabel 5.5 Ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur volgens de EU KLEMS Database in vergelijking met de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking in de leeftijd van 25-64 jaar volgens data van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007); 1970-2005

Indexcijfers, waarbij de waarden in 2005 op 100 zijn gesteld; gewogen arbeidsdiensten uitgedrukt in volumes met niveauwaarden in US\$, berekend met specifieke koopkrachtpariteiten voor het arbeidsinkomen (voor de berekening van de EU/OECD-landengemiddelden zijn bij beide indicatoren de niveauwaarden gewogen met het aantal gewerkte uren)

	Gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur					Gemiddelde opleidingsduur				
	Index (2005 = 100)				Niveau, 2005	Index (2005 = 100)*				Niveau, 2005*
	1970	1985	1995	2000		1970	1985	1995	2000	
Australië	-	90,0	96,2	97,7	24,1	88,2	93,6	95,1	96,7	12,5
België	-	89,6	96,9	98,8	25,7	72,5	84,6	92,9	96,3	11,3
Canada	-	-	-	-	-	84,3	91,1	94,5	97,6	13,5
Denemarken	-	91,2	96,6	98,9	22,7	84,0	92,2	95,1	97,5	11,7
Duitsland	92,7**	97,9**	99,9	99,2	25,1	74,0**	92,6**	100,0	99,2	12,8
Finland	69,6	86,3	96,6	98,0	24,1	71,5	82,3	89,5	96,4	12,1
Frankrijk	-	86,7	94,5	98,0	26,9	79,0	88,6	95,6	98,2	11,1
Ierland	-	-	90,2	94,2	26,2	71,8	81,6	90,0	96,7	10,9
Italië	84,8	95,2	97,4	98,7	23,9	66,7	76,7	87,8	95,3	10,0
Japan	-	87,2	92,7	96,9	27,0	74,2	87,4	93,6	97,2	12,6
Nederland	-	92,0	94,8	96,5	26,4	73,9	87,1	94,1	96,0	12,2
Nieuw Zeeland	-	-	-	-	-	82,0	90,3	95,4	97,3	12,9
Noorwegen	-	-	-	-	-	78,0	89,5	94,3	97,2	12,5
Oostenrijk	-	91,1	96,2	98,4	24,2	77,9	86,6	91,5	95,9	12,5
Portugal	-	-	96,7	93,7	18,1	84,6	90,9	94,3	95,3	8,1
Spanje	-	84,5	93,3	96,1	25,5	60,6	71,1	82,0	91,1	9,4
Verenigde Staten	90,8	94,6	96,8	98,5	28,0	89,6	96,6	98,0	99,1	12,9
Verenigd Koninkrijk	85,8	91,3	94,0	97,3	24,9	74,6	85,9	94,5	97,9	12,2
Zweden	-	93,9	96,0	97,6	26,5	74,3	85,9	93,1	95,6	12,2
Zwitserland	-	-	-	-	-	78,6	90,5	94,4	96,0	13,3
13 EU15-landen	-	-	96,2	97,8	25,0	73,9***	85,9***	94,8	97,4	11,3
20 OECD-landen	-	-	-	-	-	78,5***	90,3***	95,7	98,0	12,3

* Data voor de gemiddelde opleidingsduur zijn beschikbaar voor de jaren tot en met 2004. De waarden voor 2005 zijn geschat via extrapolatie (op basis van de groeivoet over de vijf voorafgaande jaren).

** West-Duitsland in 1970 c.q. 1985 ten opzichte van herenigd Duitsland in 2005. *** West-Duitsland in landentotaal voor 1970 c.q. 1985, herenigd Duitsland in landentotaal voor referentiejaar 2005.

Bron: berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008) en GGDC Productivity Level Database voor gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur; Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) voor de gemiddelde opleidingsduur.

heid arbeid met 1%, ervan uitgaande dat de gemiddelde opleidingsduur binnen de ingezette arbeid zich op dezelfde wijze ontwikkelt als binnen de totale bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar).

- Het voorgaande houdt in dat de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) met een elasticiteit van 1 door zou werken in de hoeveelheid mense-

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D
in internationaal en historisch perspectief*

lijk kapitaal per eenheid arbeid, terwijl verder zou gelden dat de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid met een elasticiteit van ongeveer $2/3$ doorwerkt in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. Daarmee kan verwacht worden dat de gemiddelde opleidingsduur met een elasticiteit van ongeveer $2/3$ doorwerkt in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur.

- Naast het opleidingsniveau spelen leeftijd en geslacht een rol als dimensies binnen het begrip gewogen arbeidsdiensten. Daarvan wordt hier geabstraheerd.

In bijlage B5.2 wordt empirisch bevestigd dat de gemiddelde opleidingsduur met een elasticiteit van ongeveer $2/3$ doorwerkt in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. Het zou hierbij evenwel gaan om een effect dat pas op langere termijn volledig wordt bereikt. Dat geeft aan dat ‘training on the job’ (werkervaring) meespeelt bij de uiteindelijke doorwerking van een hoger opleidingsniveau in het arbeidsproductiviteitsniveau. Daarnaast gaat een hoger opleidingsniveau samen met meer formele scholing tijdens de loopbaan (zie bijvoorbeeld Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap, 2009, blz. 35), waarmee het effect van een hogere opleidingsduur op langere termijn deels ook een effect van werkgerelateerde scholing representeert.

Bij de empirische schattingen in bijlage B5.2 is ook rekening gehouden met een mogelijke negatieve invloed van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking op de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid (via een aanvullend effect op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, naast het effect van de gemiddelde opleidingsduur). Daarvan werd een relatief beperkt effect gevonden. In de vorige paragraaf is besproken dat een negatief effect van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid mogelijk niet volledig wordt gemeten in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. Niet-waargenomen karakteristieken van individuele werknemers zouden hier ook van belang kunnen zijn.

5.5 Fysiek kapitaal: kapitaaldiensten en kapitaalvoorraad

Na de beschouwing over menselijk kapitaal wordt een nadere analyse verricht op het terrein van fysiek kapitaal. Net als menselijk kapitaal is fysiek kapitaal een centrale factor binnen groeiboekhoudingsberekeningen. In deze paragraaf wordt de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten als relevante grootte binnen groeiboekhoudingsberekeningen vergeleken met die van de voorraad (fysiek) kapitaal. In de bijlagen B5.3 en B5.4 vindt een verdere uitwerking plaats voor ICT-kapitaal in vergelijking met niet-ICT-kapitaal. Daar zal de belangrijke rol in beeld worden gebracht die ICT-kapitaal heeft gespeeld bij de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal. Ook zal worden getoond dat relatieve prijsdalingen van ICT-kapitaal een sterke invloed hebben gehad op de groei van de voorraad ICT-kapitaal, met doorwerkingen in zowel het aandeel van ICT-kapitaal in de totale voorraad kapitaal als de totale voorraad kapitaal. De belangrijkste resultaten van de analyses in deze bijlagen worden in de hoofdtekst van deze paragraaf besproken.

Berekeningen zijn uitgevoerd voor de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek van dit proefschrift zijn opgenomen. Voor 16 landen hiervan konden data voor de hoeveelheid ka-

pitaaldiensten worden ontleend aan de EU KLEMS Database (editie van maart 2008).¹²³ Verdere achterliggende kapitaaldata, waaronder over de voorraad kapitaal, zijn voor 12 van die 16 landen beschikbaar in de EU KLEMS Database. Voor de empirische analyse zijn de data voor 16 landen over de totale hoeveelheid kapitaaldiensten uit de EU KLEMS Database gecombineerd met data over de hoeveelheid kapitaaldiensten uit de Productivity Database en de Economic Outlook Database van de OECD om tot lange tijdreeksen voor de 20 landen te komen.¹²⁴ Over de kapitaalgoederenvoorraad zijn geen gegevens beschikbaar in de genoemde databases van de OECD, maar lange tijdreeksen hierover zijn voor alle 20 landen beschikbaar in de AMECO Database van de Europese Commissie.¹²⁵ Voor de voorraad kapitaal wordt in de empirische analyse volledig uitgegaan van deze data uit de AMECO Database.

Tabel 5.6 geeft voor alle 20 landen de ontwikkeling van de voorraad kapitaal over de periode 1970-2005 weer volgens de AMECO Database en de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten zoals die volgt uit het combineren van data uit de EU KLEMS Database en de data uit de Productivity Database en de Economic Outlook Database van de OECD.¹²⁶ In paragraaf 3.5.6 (bij de empirische schattingen van langetermijnevenwichtsrelaties ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau) is al weergegeven welke ontwikkelingen van de voorraad kapitaal en de hoeveelheid kapitaaldiensten hieruit volgen voor het totaal van de 20 OECD-landen. De voorraad kapitaaldiensten op basis van de EU KLEMS- en de OECD-data blijkt over de periode vanaf 1970 ruim twee keer zo sterk gestegen te zijn als de voorraad kapitaal volgens de AMECO-data.¹²⁷ De verhouding tussen de hoeveelheid kapitaal-

¹²³ Hier wordt uitgegaan van de EU KLEMS Database volgens de oorspronkelijke editie van maart 2008. Naderhand is Canada hier met ‘terugwerkende kracht’ aan toegevoegd (met data lopend tot 2004). Er is vanaf gezien om de EU KLEMS-data voor Canada te verwerken in de hier te presenteren berekeningen, omdat dan geen consistentie wordt bereikt met de data die bij de empirische schattingen in dit proefschrift zijn gebruikt voor kapitaaldiensten in Canada. Dat betreft data van de OECD zoals die in het najaar van 2008 beschikbaar waren bij het verzamelen van de data voor de empirische analyses.

¹²⁴ In beide bronnen is de hoeveelheid kapitaaldiensten bepaald door de groei van verschillende typen kapitaal te wegen op basis van aandelen van de verschillende typen kapitaal in de totale gebruikskosten van kapitaal. Bij de OECD-data is hier net als bij de EU KLEMS data uitgegaan van een endogeen (vereist) rendement op kapitaal binnen de gebruikskosten van kapitaal, zoals dat volgt uit het brutokapitaallinkomen (Beffy e.a., 2006). Eerder werd bij de OECD nog uitgegaan van een exogeen (vereist) rendement op kapitaal (OECD; 2004; Schreyer, Bignon en Dupont, 2004). Zie voor een toelichting op het onderscheid tussen een exogeen en een endogeen vereist rendement op kapitaal voetnoot 26.

¹²⁵ In de National Accounts Database van de OECD zijn wel data over de kapitaalgoederenvoorraad beschikbaar, maar voor vroegere jaren binnen de schattingsperiode ontbreken waarden voor de meeste landen.

¹²⁶ Voor Noorwegen is bij gebrek aan data over kapitaaldiensten uitgegaan van het ongewogen gemiddelde in de 19 andere landen van de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten op basis van de EU KLEMS- en OECD-data ten opzichte van de voorraad kapitaal volgens de AMECO-data. Op een beperkt aantal andere plaatsen zijn data over kapitaaldiensten ingeschat door de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal (voorwaarts of achterwaarts) te extrapoleren op basis van trendmatige groeivoeten, berekend over perioden van vijf jaar.

¹²⁷ In paragraaf 3.5.6 werd uitgegaan van de periode 1970-2006. In tabel 5.10 is de ontwikkeling over de periode 1970-2005 zichtbaar gemaakt. De voorraad kapitaal volgens de AMECO Database is in

diensten en de voorraad kapitaal is daarbij gestegen met ruim 80% over de periode 1970-2005.¹²⁸ Voor Nederland komt de stijging van die verhouding gematigder uit, op 49%.

Een beperking bij de laatste berekening is dat voor de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten wordt uitgegaan van EU KLEMS-data en voor de ontwikkeling van de voorraad kapitaal van AMECO-data. In de tabel zijn bij de ontwikkeling van de voorraad kapitaal op het niveau van individuele landen aanzienlijke verschillen te zien tussen de EU KLEMS-data en de AMECO-data. Voor veel afzonderlijke landen, waaronder Nederland, kan een zuiverder vergelijking tussen de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten en de ontwikkeling van de voorraad kapitaal worden gemaakt door voor beide uit te gaan van de EU KLEMS-data. Dan is voor Nederland een stijging van 40% te berekenen van de verhouding tussen de hoeveelheid kapitaaldiensten en de voorraad kapitaal over de periode 1970-2005.

Voor de 12 landen uit de EU KLEMS Database waarvoor achterliggende kapitaaldata beschikbaar zijn, worden in de bijlagen B5.3 en B5.4 nadere analyses uitgevoerd met een onderscheid tussen ICT- en niet-ICT-kapitaal. Er wordt inzicht verkregen in:

- de rol van ICT-kapitaal bij de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad kapitaal;
- de ontwikkeling van het aandeel van ICT-investeringen binnen de totale investeringen;
- de prijsontwikkeling van investeringen in ICT-kapitaal in vergelijking met die van investeringen in niet-ICT-kapitaal.

De drie bovengenoemde aspecten worden in de bijlagen in samenhang geanalyseerd. De belangrijkste bevindingen daarbij zijn als volgt:

- De sterke stijging van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad kapitaal in de periode 1970-2005 blijkt geconcentreerd te zijn bij ICT-kapitaal (bijlage B5.3). Belangrijk is echter ook dat het aandeel van de voorraad ICT-kapitaal binnen de totale voorraad kapitaal sterk gestegen is. Dat heeft een versterkende invloed gehad op de doorwerking van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal in de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal bij het totale kapitaal (bijlage B5.3).
- Voor de sterke stijging van het aandeel van de voorraad ICT-kapitaal binnen de totale kapitaalvoorraad zijn met name sterke prijsdalingen van investeringen in ICT-kapitaal ten opzichte van investeringen in niet-ICT-kapitaal verantwoordelijk, waarbij een sterk toegenomen aandeel van ICT-investeringen binnen de totale (nominale) bruto-investeringen (bijlage B5.4) een versterkende werking heeft gehad. Daarnaast is er ook een zelfstandige

die periode met $(100,0-36,3)/36,3 \times 100\% = 175\%$ gestegen in het totaal van de 20 OECD-landen. Voor de hoeveelheid kapitaaldiensten op basis van de EU KLEMS- en OECD-data bedraagt die stijging $(100,0-20,0)/20,0 \times 100\% = 400\%$. Dat is een stijging die 2,28 keer zo sterk is als die van de voorraad kapitaal volgens de AMECO-data.

¹²⁸ Dit is als volgt te berekenen. De voorraad kapitaal in 2005 in verhouding tot die in 1970 bedraagt $100,0/36,3 = 2,75$, terwijl de hoeveelheid kapitaaldiensten in 2005 in verhouding tot die in 1970 $100,0/20,0 = 5,00$ bedraagt. Voor de verhouding tussen de hoeveelheid kapitaaldiensten en de voorraad kapitaal volgt dan dat deze in 2005 $5,00/2,75 = 1,82$ maal zo hoog is als in 1970, wat een stijging van 82% inhoudt.

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

*Tabel 5.7 Ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding bij twee maatstaven voor kapitaal:
1) de kapitaalvoorraad volgens de AMECO Database en 2) de hoeveelheid kapitaal-
diensten op basis van de EU KLEMS Database in combinatie met OECD-data;
1970-2005*

Volumes, uitgedrukt als indexcijfers; waarden in 2005 op 100 gesteld (voor EU/OECD-landengemiddelden volumes in prijzen van 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	Kapitaalvoorraad (AMECO) in verhouding tot gewerkte uren (index, 2005 = 100)				Kapitaaldiensten (EU KLEMS / OECD) in verhouding tot gewerkte uren (index, 2005 = 100)			
	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000
Australië	55,3	76,4	81,8	88,7	35,1	58,4	71,0	83,4
België	40,8	72,9	90,1	93,8	22,6	48,1	70,5	84,8
Canada	64,2	79,4	91,8	91,8	35,7	52,6	75,5	86,4
Denemarken	47,9	74,8	92,4	92,2	27,8	50,9	74,7	85,9
Duitsland	44,9*	76,2*	82,4	91,4	29,5*	54,4*	69,7	86,8
Finland	43,2	71,1	99,2	93,6	19,1	51,0	85,3	90,9
Frankrijk	32,6	64,9	82,7	90,4	29,1	62,1	79,3	89,4
Ierland	35,3	82,7	86,9	86,7	20,8	50,2	58,7	76,6
Italië	45,6	70,0	91,7	94,8	29,9	60,9	84,5	92,7
Japan	21,4	51,1	78,5	91,2	17,2	39,2	68,4	83,6
Nederland	47,8	83,1	88,4	90,3	32,0	66,3	79,9	91,1
Nieuw Zeeland	66,6	79,4	90,7	96,2	39,6	57,2	74,7	88,1
Noorwegen	39,6	73,0	86,0	90,3	28,3	57,8	76,1	87,7
Oostenrijk	35,2	63,1	82,0	91,6	27,8	61,9	82,4	93,0
Portugal	32,5	55,8	74,1	87,6	31,9	38,8	54,5	79,8
Spanje	34,7	76,1	97,2	94,3	25,9	62,4	88,2	92,7
Verenigde Staten	65,0	75,0	82,6	88,5	26,1	55,2	71,4	87,8
Verenigd Koninkrijk	54,8	73,8	85,7	92,1	21,6	44,1	66,9	85,9
Zweden	54,1	73,4	90,5	93,3	29,9	44,0	66,9	84,6
Zwitserland	53,1	84,0	93,3	96,7	32,5	59,2	77,1	87,6
13 EU15-landen	43,0**	72,0**	86,9	92,3	27,7**	55,4**	75,4	88,7
20 OECD-landen	45,5**	69,4**	84,2	90,8	25,0**	51,9**	72,1	87,2

* West-Duitsland in 1970 c.q. 1985 ten opzichte van herenigd Duitsland in 2005. ** West-Duitsland in landentotaal voor 1970 c.q. 1985, herenigd Duitsland in landentotaal voor referentiejaar 2005.

Bron: zie voor kapitaalvoorraad en kapitaaldiensten tabel 5.6; voor gewerkte uren berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008) gecombineerd met Total Economy Database van The Conference Board en Groningen Growth and Development Centre (september 2008) (voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon) en de Economic Outlook Database van de OECD (juni 2008) (voor het aantal werkzame personen).

rol toe te kennen aan een toegenomen aandeel van netto-investeringen in ICT-kapitaal binnen de totale netto-investeringen in de periode 1970-2000 (bijlage B5.4).

- De relatieve prijsdalingen van investeringen in ICT hebben voorts in combinatie met het sterk toegenomen aandeel van ICT-investeringen binnen de totale (nominale) bruto-investeringen een sterke positieve invloed gehad op de groei van de totale voorraad kapitaal (bijlage B5.4).
- Daarmee hebben relatieve prijsdalingen van ICT-kapitaalgoederen in combinatie met het

sterk toegenomen aandeel van ICT-investeringen binnen de totale bruto-investeringen langs twee kanalen een sterke invloed gehad op de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten: 1) via een toename van de voorraad ICT-kapitaal ten opzichte van de totale voorraad kapitaal (wat sterk heeft doorgewerkt in de groei van de totale hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de totale voorraad kapitaal) en 2) via de groei van de totale voorraad kapitaal (bijlage B5.4).

De relatieve prijsdalingen bij ICT-kapitaalgoederen en de sterk gestegen hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal zijn beide toe te schrijven aan de sterke technologische vooruitgang die geïncorporeerd is in ICT-kapitaalgoederen. Die snelle technologische ontwikkeling heeft enerzijds geleid tot een snelle veroudering van ICT-kapitaalgoederen, tot uitdrukking komend in een sterke stijging van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot de ICT-kapitaalvoorraad, en anderzijds tot sterke (relatieve) prijsdalingen van ICT-investeringen als gevolg van kwaliteitsverbeteringen van kapitaalgoederen.

In tabel 5.7 wordt getoond wat de cijfers over kapitaaldiensten op basis van de gecombineerde EU KLEMS- en OECD-data en over de kapitaalvoorraad volgens de AMECO-data impliceren voor de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding. Daarbij zijn de kapitaaldiensten en de kapitaalvoorraad in verhouding geplaatst tot het aantal gewerkte uren. Daarmee worden de variabelen verkregen die in de empirische analyse worden gebruikt voor de kapitaalarbeidsverhouding op basis van respectievelijk kapitaaldiensten en de kapitaalvoorraad als maatstaf voor de inzet van kapitaal. Het verschil met de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten en de kapitaalvoorraad in absolute zin is voor veel landen, waaronder Nederland, beperkt vanwege een beperkte verandering van het totale aantal gewerkte uren.

Zo was het totale aantal gewerkte uren in Nederland in 2005 slechts 15% hoger dan in 1970. Het aantal werkzame personen is in Nederland sterk gestegen in die periode, maar het totale aantal gewerkte uren is slechts beperkt toegenomen door een sterke daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Het aantal gewerkte uren per werkzame persoon is in bijna alle landen afgenomen in de periode 1970-2005 (zie hierover verder bijlage B5.1 bij paragraaf 5.2). In Canada en de Verenigde Staten is de groei van het totale aantal gewerkte uren het sterkst geweest in de periode 1970-2005, respectievelijk 89% en 68%. In het totaal van de 20 OECD-landen is sprake geweest van een stijging van 25%. In enkele landen (België, Denemarken, Frankrijk en Japan) heeft een sterke daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon enige daling van het totale aantal gewerkte uren met zich meegebracht.

5.6 R&D als inputfactor voor de innovatiekracht

De TFP-groei en het TFP-niveau geven indicaties van de innovatiekracht van een land. De TFP-indicatoren zijn in paragraaf 5.3 al besproken in het kader van groeiboekhoudingsanalyse. In deze paragraaf wordt een belangrijke inputfactor voor de innovatiekracht kwantitatief in beeld gebracht: R&D. Hierbij zal zowel naar de R&D-intensiteit als naar de voorraad R&D-kapitaal worden gekeken. Vanuit de R&D-kapitaalbenadering geredeneerd (zie de paragrafen 4.2 en 4.3) is de hoogte van de R&D-intensiteit op langere termijn een bepalende factor voor het TFP-niveau, terwijl de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal de TFP-ontwikkeling beïnvloedt. Vanuit de ‘catching-up’-benadering kan de R&D-intensiteit daarnaast van belang

worden geacht voor de absorptiecapaciteit bij het benutten van elders ontwikkelde kennis en daarmee voor de sterkte van het ‘catch-up’-effect.

R&D-intensiteit (privaat en publiek)

In tabel 5.8 zijn voor de 20 OECD-landen uit het empirisch onderzoek de private en de publieke R&D-uitgaven weergegeven als percentage van het bruto binnenlands product.¹²⁹ Het betreft hier de nominale private en publieke R&D-intensiteit. In tabel 5.9 is bij de R&D-uitgaven in de teller en bij het bruto binnenlands product in de noemer uitgegaan van volumebedragen. Daarbij is rekening gehouden met een structureel sterkere prijsstijging van de R&D-uitgaven dan van het bruto binnenlands product als gevolg van reële loonstijgingen bij de kosten van R&D-personeel. De deflator voor de R&D-uitgaven is niet in statistieken beschikbaar. Daarom is deze geconstrueerd. Zoals wordt toegelicht in bijlage B6.2 (paragraaf B6.2.2) bij hoofdstuk 6, is ervan uitgegaan dat de prijsontwikkeling van R&D voor de helft wordt bepaald door de algemene ontwikkeling van de lonen en voor de andere helft door de prijs van de binnenlandse afzet. Dit is in lijn met de methode die Coe en Helpman (1995) eerder hebben gehanteerd bij het bepalen van het volume van de R&D-uitgaven voor het berekenen van R&D-kapitaal. Bij de prijsontwikkeling van R&D wordt geabstraheerd van veranderingen in de hoeveelheid menselijk kapitaal per R&D-werker en van kwaliteitsverbeteringen van kapitaalgoederen ingezet voor R&D (voor zover die uitstijgen boven de kwaliteitsverbeteringen van producten die in de prijsontwikkeling van de binnenlandse afzet zijn verwerkt).

Uit tabel 5.8 blijkt dat de nominale private R&D-intensiteit in veel landen sterk is gestegen over de periode 1970-2006. Nederland steekt hier negatief bij af met een nominale R&D-intensiteit die licht is gedaald van 1,07% in 1970 naar 1,01% in 2006.¹³⁰ Het enige andere land uit de tabel waar sprake is geweest van een daling van de nominale private R&D-intensiteit, is het Verenigd Koninkrijk. Daar daalde deze intensiteit van 1,40% in 1970 naar 1,10% in 2006. Interessant is ook de ontwikkeling bij de Verenigde Staten. Daar hebben dalingen en toenames van de R&D-intensiteit elkaar afgewisseld. In 2006 bedraagt de private R&D-intensiteit in de Verenigde Staten 1,83%, wat beperkt hoger is dan de waarde van 1,69 in 1970.

Nederland komt met een private R&D-intensiteit van 1,01% in 2006 ruim beneden het totaal van de EU-landen en sterk beneden het totaal van de OECD-landen uit. Voor het totaal van de OECD-landen is de Verenigde Staten sterk bepalend vanwege het grote gewicht dat dit land

¹²⁹ De private R&D-uitgaven zijn bij de berekeningen opgevat als de R&D-uitgaven van bedrijven en de publieke R&D-uitgaven als de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen. Een onderdeel van de researchinstellingen zijn private non-profitorganisaties (voornamelijk collectebusfondsen), waarvan de R&D-uitgaven strikt genomen tot de private R&D-uitgaven zijn te rekenen. Aangezien de R&D-uitgaven van deze organisaties echter sterk vergelijkbaar zijn met die van publieke instellingen, worden deze in dit proefschrift meegerekend bij de publieke R&D-uitgaven. Een bijkomend argument hiervoor is dat de R&D-uitgaven van private non-profitorganisaties in de R&D-statistiek niet altijd apart worden gespecificeerd als onderdeel van de R&D-uitgaven van researchinstellingen. Dat is bijvoorbeeld in Nederland het geval vanaf het (verslag)jaar 2004.

¹³⁰ Recente statistieken geven aan dat de private R&D-intensiteit in Nederland in de daaropvolgende jaren verder is gedaald naar 0,96% in 2007, 0,88% in 2008 en 0,86% in 2009 (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2011, blz. 141).

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

*Tabel 5.8 Ontwikkeling van de private en de publieke R&D-uitgaven als percentage van het
bruto binnenlands product; 1970-2006*

Nominale R&D-uitgaven als % van nominale omvang van het bruto binnenlands product (voor EU/ OECD-landengemiddelden bedragen in lopende prijzen omgerekend via lopende koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product)

	Private R&D-uitgaven (bedrijven)				Publieke R&D-uitgaven (hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen)			
	1970	1985	2000	2006	1970	1985	2000	2006
Australië	0,27	0,39	0,74	1,08	0,76	0,77	0,81	0,84
België	0,66	1,13	1,43	1,24	0,63	0,45	0,55	0,59
Canada	0,47	0,75	1,16	1,06	0,88	0,67	0,76	0,88
Denemarken	0,43	0,66	1,53	1,62	0,49	0,53	0,75	0,81
Duitsland	1,26*	1,88*	1,73	1,77	0,69*	0,72*	0,73	0,76
Finland	0,40	0,90	2,37	2,46	0,42	0,63	0,97	0,99
Frankrijk	1,01	1,27	1,34	1,32	0,81	0,90	0,80	0,77
Ierland	0,25	0,39	0,81	0,89	0,46	0,37	0,32	0,43
Italië	0,44	0,62	0,52	0,54	0,37	0,47	0,52	0,54
Japan	1,12	1,84	2,16	2,62	0,72	0,91	0,88	0,78
Nederland	1,07	1,11	1,07	1,01	0,84	0,87	0,87	0,87
- vóór revisie **	-	-	-	-	0,84	0,87	0,76	0,70
Nieuw Zeeland	0,18	0,23	0,36	0,49	0,63	0,71	0,72	0,69
Noorwegen	0,44	0,92	0,93	0,82	0,51	0,55	0,68	0,69
Oostenrijk	0,31	0,66	1,27	1,66	0,26	0,55	0,67	0,79
Portugal	0,07	0,10	0,21	0,35	0,23	0,26	0,55	0,50
Spanje	0,08	0,29	0,49	0,67	0,12	0,23	0,42	0,54
Verenigde Staten	1,69	1,95	2,04	1,83	0,94	0,78	0,69	0,77
Verenigd Koninkrijk	1,40	1,44	1,20	1,10	0,78	0,80	0,65	0,68
Zweden	0,87	1,85	2,96	2,79	0,44	0,87	0,92	0,94
Zwitserland	1,66	1,95	1,87	2,14	0,43	0,59	0,66	0,76
13 EU15-landen	0,90***	1,19***	1,22	1,23	0,60***	0,66***	0,67	0,69
20 OECD-landen	1,21***	1,55***	1,67	1,65	0,75***	0,74***	0,71	0,75

* West-Duitsland. ** Cijfers voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland zijn gerevisieerd door het Centraal Bureau voor de Statistiek. Het betreft een herziening voor de jaren vanaf 1999, doorgevoerd in 2010. *** Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: berekeningen op basis van Main Science and Technology Indicators (database; editie 2008/1) van de OECD voor R&D-cijfers over de periode vanaf 1981, de OECD-publicatie 'GERD 1969-1982' (OECD, 1985) voor R&D-cijfers voorafgaand aan 1981 en de Economic Outlook Database van de OECD (juni 2008) voor cijfers over het bruto binnenlands product; aanvullend voor publieke R&D-uitgaven in Nederland na revisie: data over R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Stat-Line-databank van Centraal Bureau voor de Statistiek (<http://statline.cbs.nl>; november 2010).

heeft in het totale bruto binnenlands product van de 20 landen: 42% in 2006 (in 1970 38%). In de Verenigde Staten is de private R&D-intensiteit hoog in vergelijking met het gemiddelde van de EU-landen. Dat geldt ook voor Japan, dat een gewicht van 13% heeft in het bruto binnenlands product van de 20 OECD-landen, uitgaande van 2006. Binnen de EU scoren Zweden en Finland het hoogst, met private R&D-intensiteiten in 2006 van respectievelijk 2,79% en 2,46%.

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

Tabel 5.9 Ontwikkeling van het volume van de private en de publieke R&D-uitgaven als percentage van het volume van het bruto binnenlands product, gebruikmakend van een specifieke deflator voor de R&D-uitgaven

Volume van de R&D-uitgaven als % van het volume van het bruto binnenlands product, beide uitgedrukt in prijzen van 2005 (voor berekening EU/OECD-landengemiddelden volumebedragen omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	Private R&D-uitgaven (bedrijven)				Publieke R&D-uitgaven (hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen)			
	1970	1985	2000	2006	1970	1985	2000	2006
Australië	0,32	0,41	0,74	1,08	0,91	0,82	0,80	0,85
België	1,06	1,26	1,46	1,23	1,02	0,50	0,56	0,58
Canada	0,56	0,81	1,17	1,06	1,06	0,73	0,77	0,87
Denemarken	0,61	0,76	1,57	1,61	0,69	0,61	0,77	0,81
Duitsland	1,80*	2,07*	1,74	1,76	0,98*	0,80*	0,73	0,76
Finland	0,61	1,14	2,60	2,42	0,65	0,80	1,07	0,97
Frankrijk	1,57	1,47	1,39	1,32	1,25	1,03	0,83	0,77
Ierland	0,43	0,49	0,88	0,88	0,81	0,47	0,35	0,42
Italië	0,57	0,65	0,52	0,53	0,47	0,49	0,52	0,54
Japan	1,86	2,24	2,24	2,60	1,20	1,11	0,92	0,77
Nederland	1,50	1,25	1,09	1,01	1,18	0,98	0,89	0,87
- vóór revisie **	-	-	-	-	1,18	0,98	0,78	0,70
Nieuw Zeeland	0,20	0,25	0,37	0,48	0,72	0,75	0,73	0,67
Noorwegen	0,53	1,05	0,96	0,84	0,61	0,63	0,70	0,71
Oostenrijk	0,47	0,76	1,28	1,65	0,39	0,63	0,68	0,78
Portugal	0,11	0,12	0,21	0,35	0,33	0,30	0,55	0,50
Spanje	0,11	0,29	0,46	0,67	0,15	0,23	0,40	0,54
Verenigde Staten	2,17	2,29	2,10	1,82	1,21	0,91	0,71	0,77
Verenigd Koninkrijk	2,00	1,77	1,25	1,08	1,12	0,98	0,68	0,67
Zweden	1,18	2,29	3,17	2,78	0,59	1,07	0,99	0,93
Zwitserland	2,26	2,17	1,92	2,11	0,58	0,66	0,68	0,74
13 EU15-landen	1,31***	1,35***	1,25	1,22	0,87***	0,76***	0,68	0,69
20 OECD-landen	1,66***	1,81***	1,71	1,64	1,04***	0,87***	0,73	0,74

* West-Duitsland. ** De revisie heeft betrekking op de nominale bedragen voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland (zie tabel 5.8). Die werkt hier door in het volume van de publieke R&D-uitgaven. *** Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: berekeningen op basis van de bronnen genoemd onder tabel 5.8; specifieke R&D-deflator berekend op basis van gegevens uit Economic Outlook Database van de OECD.

Ook bij de publieke R&D-uitgaven is in veel landen sprake geweest van een stijging als percentage van het bruto binnenlands product over de periode 1970-2006. Voor het totaal van de 20 OECD-landen geldt echter dat deze (nominale) publieke R&D-intensiteit vrij stabiel is geweest over de periode 1970-2006, met in 2006 ongeveer dezelfde waarde als in 1970. Te constateren is verder dat de publieke R&D-intensiteit gemiddeld genomen aanzienlijk lager is dan de private R&D-intensiteit. In 2006 was deze het hoogst in Finland en Zweden, met waarden van respectievelijk 0,99% en 0,94%. Nederland heeft bij de publieke R&D-intensiteit een sterk bovengemiddelde positie ten opzichte van de EU- en de OECD-landen. In 1991 werd

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

een hoogste waarde van 0,99% bereikt in Nederland. In 2006 bedroeg deze 0,87%, wat ongeveer even hoog is als het niveau in het begin van de jaren zeventig.^{131, 132}

Bovengenoemde hoge uitkomsten voor de publieke R&D-intensiteit in Nederland gelden na een recente sterke opwaartse bijstelling van de cijfers voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen door het Centraal Bureau voor de Statistiek. Voorafgaand aan deze revisie bedroegen de publieke R&D-uitgaven in het jaar 2006 nog 0,70% van het bruto binnenlands product volgens de statistiek. De belangrijkste reden voor de sterke opwaartse bijstelling van de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen is dat de R&D-uitgaven van universitaire medische centra de afgelopen jaren in toenemende mate zijn onderschat in de officiële R&D-cijfers (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2010b, blz. 141-143). De revisie heeft plaatsgevonden over de jaren vanaf 1999. In november 2010 is de complete gereviseerde tijdreeks vanaf 1999 beschikbaar gekomen.

Om in dit proefschrift adequaat en op consistente wijze rekening te kunnen houden met het sterk gewijzigde beeld bij de publieke R&D-uitgaven in Nederland, is de revisie met terugwerkende kracht verwerkt in de tijdreeksen die worden gebruikt voor de empirische analyses. Hiermee wordt een uitzondering gemaakt ten opzichte van de overige data, die de stand van zaken weergeven zoals die bekend was in het najaar van 2008. Het rekening houden met de revisie is van wezenlijk belang bij berekeningen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen voor Nederland, onder andere bij de decompositieanalyse voor de arbeidsproductiviteitsgroei in hoofdstuk 9. Daarnaast wordt een getrouwer beeld verkregen bij de schattingsresultaten in de empirische analyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei (hoofdstuk 7) en de R&D-intensiteit van bedrijven (hoofdstuk 8).¹³³

Bij het volume van de R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product in tabel 5.9 zijn de waarden uitgedrukt in prijzen van 2005. Hierdoor zijn de verschillen met de nominale cijfers in tabel 5.8 voor de jaren 2006 en 2000 beperkt. Voor de jaren verder terug in het verleden geven de cijfers in tabel 5.9 echter een heel ander beeld te zien dan die in tabel 5.8. Opvallend zijn de in vergelijking met tabel 5.8 sterk hogere waarden in met name 1970. Zo volgt nu voor Nederland niet langer een lichte daling van de private R&D-intensiteit over de periode 1970-2006, maar een sterke daling van 1,50% in 1970 naar 1,01% in 2006. Bij veel landen blijft sprake van een sterke stijging van de private R&D-intensiteit na het uitdrukken van deze intensiteit in volumetermen. De gewogen gemiddelden hier-

¹³¹ In aanvulling op het percentage van 0,84 dat in tabel 5.8 voor 1970 wordt getoond, kan voor 1971 een percentage van 0,87 worden genoemd en voor 1972 een percentage van 0,86.

¹³² In 2007 en 2008 werden vergelijkbare niveaus bereikt van respectievelijk 0,85% en 0,88% van het bruto binnenlands product. In 2009 heeft een sterke stijging plaatsgevonden tot 0,96% van het bruto binnenlands product (Centraal Bureau voor de Statistiek, 2011, blz. 141). Dat hangt samen met de daling van het bruto binnenlands product in 2009 als gevolg van de kredietcrisis. Een nominale groei van de publieke R&D-uitgaven van ruim 5% in combinatie met een nominale daling van het bruto binnenlands product met bijna 4% heeft geleid tot een sterke stijging van de publieke R&D-uitgaven als percentage van het bruto binnenlands product in 2009. Een dergelijk positief noemer-effect heeft niet tot een stijging van de private R&D-intensiteit geleid in 2009 (zie voetnoot 130).

¹³³ Ook bij de empirische schattingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau in hoofdstuk 3 is de revisie in de tijdreeksen verwerkt.

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

van voor de EU- en de OECD-landen zijn echter wel gedaald over de periode 1970-2006. Bij de OECD-landen is dit slechts een zeer lichte daling van 1,66% in 1970 naar 1,64% in 2006. Het gemiddelde voor de EU-landen daalt sterker, van 1,31% in 1970 naar 1,22% in 2006. Bij de publieke R&D-intensiteit is nu in veel landen sprake van een daling over de periode 1970-2006. Dat komt verder tot uitdrukking in duidelijke dalingen van de EU- en OECD-gemiddelden bij de publieke R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) over die periode.

Bij Nederland is in tabel 5.9 voorafgaand aan de revisie van de cijfers voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen een sterke daling te zien van het volume van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product van 1,18% in 1970 tot 0,70% in 2006. Na de revisie komt de positie van Nederland in recente jaren aanzienlijk hoger uit (0,87% in 2006), maar ook dan blijft sprake van een sterke daling over de periode sinds 1970. Een verschil is wel dat de daling in Nederland sinds 1970 dan ongeveer even sterk is als in het totaal van de 20 OECD-landen, terwijl voorafgaand aan de revisie in Nederland nog sprake is van een relatief sterke daling in vergelijking met het totaal van de 20 OECD-landen. Na de revisie bedraagt de daling tussen 1970 en 2006 zowel in Nederland als in het totaal van de 20 OECD-landen ruim een kwart.

Ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal (privaat en publiek)

In tabel 5.10 is de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal weergegeven over de periode 1970-2006, waarna in tabel 5.11 de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal volgt. Bij de berekening van de voorraad R&D-kapitaal is uitgegaan van dezelfde volumebedragen voor de R&D-uitgaven als bij de berekeningen in tabel 5.9. Ter vergelijking is de voorraad R&D-kapitaal op twee verschillende wijzen berekend: 1) volgens de traditionele benadering, waarbij wordt uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar en 2) op alternatieve wijze, waarbij de afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar afhankelijk is gemaakt van de wereldwijde R&D-inspanningen. In hoofdstuk 3 is uitgebreid aandacht geschonken aan beide methoden. De tweede benadering heeft daarbij een sterke voorkeur gekregen en zal als vernieuwing worden toegepast bij de empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in hoofdstuk 8. In bijlage B6.2 (paragraaf B6.2.3) bij hoofdstuk 6 wordt de berekeningswijze bij deze tweede benadering nader toegelicht.

De tabellen 5.10 en 5.11 tonen dat de (index)waarden voor de jaren 1970 en 2006 weinig verschillen bij beide benaderingen. Dat hangt samen met het feit dat de afschrijvingsparameter waarmee de afschrijvingen afhankelijk zijn gemaakt van de wereldwijde R&D-inspanningen, is afgestemd op de vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15% die bij de berekeningen volgens de traditionele benadering wordt gehanteerd. Daardoor verschillen beide benaderingen niet sterk bij de groei van de voorraad R&D-kapitaal over de totale periode. Voor de tussenliggende jaren 1985 en 2005 zijn echter duidelijke verschillen te zien. Die komen nog wat nadrukkelijker naar voren als de ontwikkelingen van jaar op jaar worden gezien. Dat wordt in figuur 5.1 getoond voor de ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal in het totaal van de 20 OECD-landen.

Uit tabel 5.10 blijkt dat over de totale periode 1970-2006 gezien de groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Nederland gematigd is geweest in vergelijking met andere landen. Dat

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

Tabel 5.10 Ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal (met gebruikmaking van een specifieke deflator voor de R&D-uitgaven), 1970-2006

Volumeontwikkeling van R&D-kapitaal van bedrijven, uitgedrukt als indexcijfers; waarden in 2005 op 100 gesteld (voor EU/OECD-landengemiddelden volumes in prijzen van 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	Vaste afschrijvingsvoet over R&D-kapitaal in voorgaand jaar van 15% (index, 2005 = 100)				Afschrijvingen op voorraad R&D-kapitaal in voorgaand jaar afhankelijk van wereldwijde R&D-inspanningen (index, 2005 = 100)			
	1970	1985	2000	2006	1970	1985	2000	2006
Australië	10,9	18,8	67,1	107,8	10,9	18,8	65,0	108,0
België	32,3	56,1	90,3	101,0	32,8	57,3	88,5	101,1
Canada	16,4	33,5	77,8	102,3	16,5	33,9	76,0	102,3
Denemarken	17,4	27,9	73,3	103,3	17,4	28,0	71,7	103,3
Duitsland	40,6*	64,6*	91,1	102,0	41,3*	66,1*	88,6	102,3
Finland	7,8	23,6	72,6	104,5	7,9	23,7	71,4	104,5
Frankrijk	49,3	63,0	94,0	100,9	49,9	64,5	91,7	101,2
Ierland	8,0	16,1	76,1	106,7	8,0	16,2	75,1	106,9
Italië	41,0	66,1	93,9	101,2	41,9	68,3	91,0	101,5
Japan	23,2	47,1	86,9	103,5	23,6	48,3	84,6	103,9
Nederland	59,5	64,9	92,8	101,7	60,0	66,2	90,6	102,0
Nieuw Zeeland	19,1	32,3	62,8	106,2	19,0	32,2	60,3	106,2
Noorwegen	17,8	49,6	88,6	102,1	18,1	51,1	86,6	102,3
Oostenrijk	13,7	32,9	71,7	106,5	13,7	32,9	69,7	106,7
Portugal	13,3	22,3	59,4	111,0	13,2	22,2	57,5	111,3
Spanje	5,9	24,2	67,8	110,0	5,9	24,3	65,5	110,4
Verenigde Staten	43,2	57,7	91,6	102,0	43,6	59,0	89,7	102,3
Verenigd Koninkrijk	83,3	88,8	99,0	100,4	84,5	91,4	96,3	100,8
Zweden	16,9	40,5	84,7	102,5	17,2	41,3	83,1	102,7
Zwitserland	71,7	71,6	90,1	102,4	72,1	72,9	87,1	102,8
13 EU15-landen	44,8**	62,0**	90,3	102,0	45,1**	63,3**	87,9	102,4
20 OECD-landen	39,0**	56,0**	89,7	102,4	39,4**	57,2**	87,5	102,7

* West-Duitsland in 1970 c.q. 1985 ten opzichte van herenigd Duitsland in 2005. ** West-Duitsland in landentotaal voor 1970 c.q. 1985, herenigd Duitsland in landentotaal voor referentiejaar 2005.

Bron: berekeningen op basis van de bronnen genoemd onder de tabellen 5.8 en 5.9.

is het gevolg van de sterke daling van het volume van de private R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product in Nederland. Daarnaast is de volumegroei van het bruto binnenlands product in Nederland over de periode 1970-2006 enigszins achtergebleven bij die in het totaal van de 20 OECD-landen (Nederland; 156%; totaal van de 20 OECD-landen: 173%). Deze is echter wel iets sterker geweest dan in het totaal van de 13 (opgenomen) EU-landen, is verder nagegaan (groei in het totaal van de 13 EU-landen: 144%). Globaal genomen kan gesteld worden dat de economische groei in Nederland over de periode 1970-2006 in lijn is geweest met het gemiddelde in de andere landen. Dat betekent dat de sterke daling van het volume van de private R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product ertoe heeft geleid dat de groei van het volume van de private R&D-uitgaven in Nederland duidelijk is achtergebleven bij het gemiddelde in de andere lan-

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

Tabel 5.11 Ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal (met gebruikmaking van een specifieke deflator voor de R&D-uitgaven), 1970-2006

Volumeontwikkeling van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen, uitgedrukt als indexcijfers; waarden in 2005 op 100 gesteld (voor EU/OECD-landengemiddelden volumes in prijzen van 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product, betrekking hebbend op 2005)

	Vaste afschrijvingsvoet over R&D-kapitaal in voorgaand jaar van 15% (index, 2005 = 100)				Afschrijvingen op voorraad R&D-kapitaal in voorgaand jaar afhankelijk van wereldwijde R&D-inspanningen (index, 2005 = 100)			
	1970	1985	2000	2006	1970	1985	2000	2006
Australië	37,4	51,7	84,3	103,7	36,8	54,0	85,5	103,6
België	79,2	64,0	87,0	102,8	78,4	70,2	88,5	102,7
Canada	45,0	53,8	77,7	104,1	44,9	57,2	79,9	104,0
Denemarken	43,2	52,4	88,4	103,0	42,7	55,0	89,0	103,0
Duitsland	49,2*	65,6*	93,1	101,4	47,6*	68,2*	93,7	101,5
Finland	22,6	43,1	83,6	102,4	22,0	44,1	83,9	102,6
Frankrijk	72,1	75,5	96,7	100,3	70,7	77,7	97,4	100,4
Ierland	47,8	46,8	70,7	107,0	50,1	52,4	73,2	106,7
Italië	38,1	51,6	86,0	101,4	37,4	53,1	86,9	101,6
Japan	46,8	76,8	102,9	99,7	44,7	76,3	102,4	99,8
Nederland	52,6	63,9	91,2	101,4	52,8	67,0	91,9	101,5
- vóór revisie**	60,5	72,6	100,1	99,9	58,9	74,6	99,6	100,1
Nieuw Zeeland	44,7	65,4	87,8	101,9	44,2	67,6	88,9	102,0
Noorwegen	29,2	52,4	87,8	103,6	28,4	53,7	88,4	103,5
Oostenrijk	22,7	51,2	84,6	104,3	22,0	51,9	85,5	104,2
Portugal	20,2	27,6	86,1	101,8	19,9	29,0	85,2	102,2
Spanje	10,8	27,0	72,6	107,8	10,7	27,9	73,7	107,5
Verenigde Staten	55,4	63,6	85,2	102,5	54,7	66,8	87,1	102,4
Verenigd Koninkrijk	85,9	91,8	92,9	102,3	85,9	95,4	94,8	102,0
Zweden	24,1	59,6	88,9	101,8	23,1	58,9	89,8	101,9
Zwitserland	46,7	62,0	92,8	101,8	45,9	64,1	93,7	101,8
13 EU15-landen	54,4***	65,8***	90,6	101,9	53,9***	68,4***	91,6	101,9
20 OECD-landen	52,7***	65,7***	89,6	102,0	51,8***	68,1***	90,8	101,9

* West-Duitsland in 1970 c.q. 1985 ten opzichte van herenigd Duitsland in 2005. ** De revisie heeft betrekking op de nominale bedragen voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland (zie tabel 5.8). Die werkt hier door in de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal.

*** West-Duitsland in landentotaal voor 1970 c.q. 1985, herenigd Duitsland in landentotaal voor referentiejaar 2005.

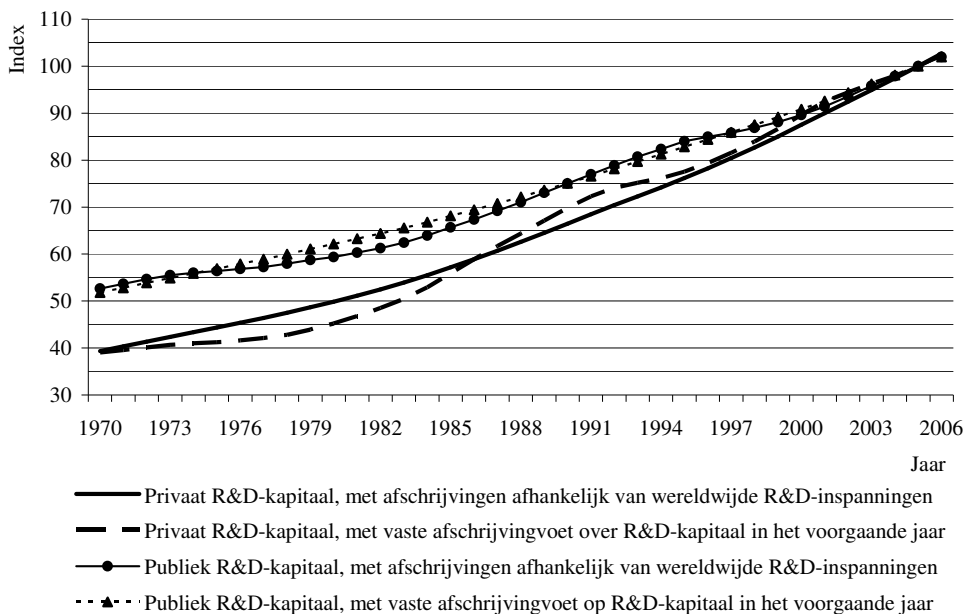
Bron: berekeningen op basis van de bronnen genoemd onder de tabellen 5.8 en 5.9.

den. Dat heeft zich vervolgens vertaald in een gematigde ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Nederland in vergelijking met andere landen.

In tabel 5.11 is bij publiek R&D-kapitaal een ontwikkeling in Nederland te zien die goed in lijn is met die in het totaal van de 20 OECD-landen en het totaal van de 13 EU-landen. Dat geldt nadat rekening is gehouden met de opwaartse revisie van de cijfers voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland voor de jaren vanaf 1999. Voorafgaand aan

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

Figuur 5.1 Ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal bij afschrijvingen die afhankelijk zijn gesteld van de wereldwijde inspanningen vergeleken met die bij een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar; indexcijfers voor het totaal van de 20 OECD-landen (2005 = 100), 1970-2006



Bron: zie tabellen 5.10 en 5.11.

deze revisie is sprake van een gematigde ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Nederland in vergelijking met andere landen. Wel blijft ook na de revisie gelden dat het volume van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product aanzienlijk is gedaald sinds 1970 (zie tabel 5.9), wat een matigende uitwerking heeft op de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Nederland over de periode 1970-2006.

5.7 Samenvattend beeld

In dit hoofdstuk heeft een cijfermatige bespreking plaatsgevonden van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en van enkele kernfactoren achter de arbeidsproductiviteitsontwikkeling: de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en R&D als input voor innovatie. De cijfers zijn telkens in een internationaal en een historisch perspectief geplaatst.

Voor Nederland blijkt onder andere dat de groei van de arbeidsproductiviteit (per gewerkt uur) over de periode 1960-2006 redelijk gemiddeld is geweest in vergelijking met andere landen. In de meest recente subperioden 1995-2000 en 2000-2006 bedroeg de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland gemiddeld respectievelijk 1,8% en 1,5% per jaar. Daarmee bleef Nederland in beide subperioden enigszins achter bij het OECD-gemiddelde. Nederland bevond zich in de periode 1995-2000 wel op het niveau van het EU15-gemiddelde en kwam hier in de

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

periode 2000-2006 ruim bovengemiddeld. Cijfers laten verder zien dat het niveau van de arbeidsproductiviteit (per gewerkt uur) in Nederland relatief hoog is ten opzichte van het OECD- en het EU15-gemiddelde.

Groeiboekhoudingsberekeningen op basis van data uit de EU KLEMS Database geven aan dat de TFP-groei in Nederland in de periode 1995-2005 in lijn is geweest met het gemiddelde in het buitenland, maar dat Nederland sterk achter is gebleven bij de bijdrage van niet-ICT-kapitaalverdieping (dat wil zeggen de groei van de hoeveelheid niet-ICT-kapitaaldiensten per eenheid arbeid) aan de arbeidsproductiviteitsgroei. De bijdragen van ICT-kapitaalverdieping en van veranderingen in de arbeidscompositie (groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid) zijn in Nederland ongeveer even hoog geweest als gemiddeld in het buitenland. Uit niveauberekeningen die aansluiten bij de groeiboekhoudingsbenadering volgt verder dat Nederland ten opzichte van EU15- en OECD-landen bovengemiddeld scoort bij het TFP-niveau. Bij de hoeveelheid ICT- kapitaal, de hoeveelheid niet-ICT-kapitaal en de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid scoort Nederland ongeveer neutraal ten opzichte van het totaal van de OECD-landen. Ten opzichte van het totaal van de EU15-landen heeft Nederland een iets betere positie.

Uit een nadere analyse van de factor menselijk kapitaal als determinant van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling is gebleken dat de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur empirisch goed is te relateren aan de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar). De laatste variabele is in het empirisch onderzoek van dit proefschrift als indicator voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid gebruikt. Theoretisch is te verwachten dat de gemiddelde opleidingsduur met een elasticiteit van ongeveer 2/3 doorwerkt in de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur, omdat op grond van rendementen op scholing kan worden ingeschat dat menselijk kapitaal een gewicht van ongeveer 2/3 heeft binnen de totale factor arbeid. In empirische schattingen wordt een elasticiteit van globaal genomen 2/3 bevestigd.

Vervolgens heeft een nadere analyse plaatsgevonden van de factor fysiek kapitaal. Daarbij is een onderscheid gemaakt tussen de voorraad kapitaal en de hoeveelheid kapitaaldiensten. Statistieken geven als beeld dat de hoeveelheid kapitaaldiensten in de loop der tijd sterk gestegen is in verhouding tot de voorraad kapitaal, zowel in Nederland als in andere landen. Die sterke stijging blijkt geconcentreerd te zijn bij ICT-kapitaal. Verder hebben relatieve prijsdalingen van investeringen in ICT een sterke positieve invloed gehad op de groei van de voorraad kapitaal en op het aandeel van ICT-kapitaal binnen de voorraad kapitaal. De relatieve prijsdalingen bij ICT-kapitaalgoederen en de sterke stijging van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal kunnen beide worden toegeschreven aan de sterke technologische vooruitgang die geïncorporeerd is in ICT-kapitaalgoederen. Die sterke technologische vooruitgang bij ICT-kapitaal heeft via kwaliteitsverbeteringen van ICT-kapitaal geleid tot relatieve prijsdalingen bij ICT-kapitaal en via een snellere veroudering van ICT-kapitaal tot een toename van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal.

In een cijfermatige bespreking van de factor R&D is gebleken dat de private R&D-uitgaven als percentage van het bruto binnenlands product in veel landen sterk zijn gestegen over de

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

periode 1970-2006. Nederland steekt hier negatief bij af met een lichte daling van deze (nominale) private R&D-intensiteit van 1,07% in 1970 naar 1,01% in 2006. Nederland komt hiermee in 2006 ruim beneden het totaal van de EU15-landen en sterk beneden het totaal van de OECD-landen uit. Uitgaande van volumebedragen zijn de private R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product in Nederland sterk gedaald over de periode 1970-2006, terwijl deze in het totaal van de 20 OECD-landen ongeveer gelijk zijn gebleven. Dat heeft geleid tot een gematigde groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Nederland in vergelijking met andere landen.

Ook bij de publieke R&D-uitgaven is in veel landen sprake geweest van een stijging als percentage van het bruto binnenlands product over de periode 1970-2006. Voor het totaal van de 20 OECD-landen geldt echter dat deze (nominale) publieke R&D-intensiteit vrij stabiel is geweest over de periode 1970-2006, met in 2006 ongeveer dezelfde waarde als in 1970. Dat is gepaard gegaan met een sterke daling van het volume van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product in het totaal van de 20 OECD-landen. Tot voor kort leek de nominale publieke R&D-intensiteit in Nederland in de loop der jaren sterk gedaald te zijn van een sterk bovengemiddelde positie tot een positie in de buurt van de EU15- en OECD-gemiddelden. Na een opwaartse herziening van de cijfers voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen door het Centraal Bureau voor de Statistiek in 2010 heeft Nederland de eerdere sterk bovengemiddelde positie bij de publieke R&D-uitgaven echter weer teruggekregen. Na een verwerking van de gereviseerde cijfers in de berekeningen voor de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal blijkt verder dat de groei van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Nederland sinds 1970 ongeveer even sterk is geweest als in het totaal van de 20 OECD-landen.

Bijlagen bij hoofdstuk 5

Bijlage B5.1 Arbeidsproductiviteit en gewerkte uren in relatie tot welvaart (bijlage bij paragraaf 5.2)

In paragraaf B.5.1.1 van deze bijlage wordt nader ingegaan op het aantal gewerkte uren in Nederland ten opzichte van andere landen. Het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking bepaalt tezamen met de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking, dat als een indicator kan worden opgevat voor het (materiële) welvaartsniveau in een land. In paragraaf B.5.1.2 zal daarom een relatie worden gelegd met het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking in de verschillende landen.

B5.1.1 Gewerkte uren

Tabel B5.1 geeft cijfers weer over het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en het aantal werkzame personen in verhouding tot de bevolking in de verschillende OECD-landen. Nederland scoort ten opzichte van andere landen hoog bij het aantal werkzame personen in verhouding tot de bevolking (arbeidsparticipatie), maar laag bij het aantal gewerkte uren per werkzame persoon (het allerlaagst van de 30 OECD-landen in tabel B5.1, uitgaande van de meest recente jaren 2000 en 2006). Het combineren van de posities van Nederland bij deze twee indicatoren levert op dat in Nederland per hoofd van de bevolking 9% minder uren wordt gewerkt dan gemiddeld in de OECD (uitgaande van 2006). Ten opzichte van de Verenigde Staten wordt er in Nederland per hoofd van de bevolking 16% minder uren gewerkt (uitgaande van het jaar 2006). Het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking in Nederland is echter wel in lijn met het gemiddelde in de EU15.

Dynamisch bezien geldt dat het aantal gewerkte uren per werkzame persoon over de periode 1970-2006 in het overgrote deel van de OECD-landen systematisch is gedaald. In Nederland is die daling relatief sterk geweest: 24%, tegenover 13% gemiddeld in de OECD (pre-1994) en 16% gemiddeld in de EU15. Over de periode 1985-2006 geldt echter dat het aantal gewerkte uren per werkzame persoon in Nederland met 7% even sterk is gedaald als gemiddeld in de OECD (pre-1994) en gemiddeld in de EU15. Ook over de meest recente periode 2000-2006 geldt dat de daling in Nederland in de pas liep met de EU15- en OECD- gemiddelden. Ten opzichte van de Verenigde Staten is het aantal gewerkte uren per werkzame persoon in Nederland over de periode 1985-2006 wel licht gedaald (met 4,5%).

Het aantal werkzame personen per hoofd van de bevolking is in Nederland sterk gestegen in de periode 1985-2006. Ook internationaal is deze participatiegraad toegenomen, maar minder sterk dan in Nederland. De ontwikkelingen bij het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de participatiegraad combinerend volgt dat het aantal gewerkte uren *per hoofd van de bevolking* in Nederland over de periode 1985-2006 met 16% is gestegen. Gemiddeld in de EU15 is sprake geweest van een toename met 3%, terwijl het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking gemiddeld in de OECD (pre-1994) ongeveer gelijk is gebleven. Over de gehele periode 1970-2006 is het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking in Nederland met 6% gedaald. Ook gemiddeld in de EU15 en gemiddeld in de OECD (pre-1994) is het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking over de gehele periode 1970-2006 gedaald,

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

Tabel B5.1 Gemiddeld aantal gewerkte uren per werkzame persoon en aantal werkzame personen als percentage van de bevolking; 1970-2006

	Gemiddeld aantal gewerkte uren per werkzame persoon				Werkzame personen als % van bevolking (participatiegraad)			
	1970	1985	2000	2006	1970	1985	2000	2006
Australië	1892	1850	1833	1788	43,7	42,9	47,1	49,3
België	1777	1498	1462	1452	39,2	37,5	40,4	41,1
Canada	1906	1804	1825	1764	37,1	45,0	48,1	50,5
Denemarken	1880	1601	1554	1551	49,6	51,0	51,7	51,7
Duitsland	1966*	1671*	1473	1433	43,8*	45,2*	47,6	47,5
Finland	2003	1813	1750	1714	45,9	49,5	44,9	46,2
Frankrijk	2055	1707	1591	1568	42,2	40,6	41,0	41,0
Griekenland	2070	2079	2080	2083	39,0	39,1	39,0	41,7
Hongarije	-	2090	2061	1989	48,4	46,3	37,3	38,6
Ierland	2174	1888	1928	1875	36,3	31,9	44,7	48,2
IJsland	2158	1857	1885	1795	43,3	54,4	55,6	55,7
Italië	1838	1877	1864	1813	36,7	36,5	36,5	38,9
Japan	2219	2084	1777	1716	48,7	48,1	50,8	49,9
Luxemburg	1656	1633	1633	1663	39,7	41,3	42,6	43,9
Mexico	1827	1818	1888	1883	23,5	30,5	38,2	39,9
Nederland	1838	1512	1435	1403	41,8	41,0	51,0	51,4
Nieuw Zeeland	1844	1783	1769	1727	46,2	49,8	46,9	50,6
Noorwegen	1835	1543	1455	1408	42,3	48,5	50,5	50,7
Oostenrijk	1755	1691	1632	1655	49,7	49,3	50,7	50,5
Polen	-	-	1896	1833	48,5	47,9	38,0	38,3
Portugal	2125	1993	1848	1852	38,3	41,0	48,8	48,5
Slowakije	-	-	1804	1769	45,1	50,0	38,9	42,7
Spanje	1887	1766	1729	1652	36,9	28,9	38,8	44,8
Tsjechië	-	-	2055	1960	49,0	49,7	45,5	46,9
Turkije	2086	1898	1937	1918	38,2	34,3	32,7	31,3
Verenigde Staten	1926	1842	1822	1790	38,4	45,0	48,5	48,2
Verenigd Koninkrijk	1846	1784	1691	1666	44,5	43,5	46,7	47,9
Zuid-Korea	2526	2568	2443	2327	29,8	36,7	45,0	47,9
Zweden	1567	1552	1642	1601	47,0	50,8	46,8	47,8
Zwitserland	1868	1641	1604	1578	51,4	52,0	54,8	55,0
EU15	1912**	1745**	1645	1615	41,5**	40,4**	43,6	44,9
OECD (in 2006)	-	-	1797	1760	40,5**	42,0**	44,6	45,2
Pre-1994 OECD	1974**	1842**	1748	1711	41,5**	42,9**	45,6	46,0
NL t.o.v. EU15	96%**	87%**	87%	87%	101%**	101%**	117%	115%
NL t.o.v. OECD (in 2006)	-	-	80%	80%	103%**	98%**	114%	114%
NL t.o.v. pre-1994 OECD	93%**	82%**	82%	82%	101%**	96%**	112%	112%
NL t.o.v. VS	95%	82%	79%	78%	109%	91%	105%	107%

* West-Duitsland. ** Voor Duitsland: West-Duitsland.

Bron: zie tabel 5.1 in hoofdstekst.

met respectievelijk 9% en 4%. Binnen deze gemiddelden zijn er echter diverse landen waar een stijging van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking heeft plaatsgevonden. Dat geldt onder andere in de Verenigde Staten, waar die stijging 17% bedroeg.

Het relatief lage aantal gewerkte uren per werkzame persoon in Nederland kan deels in verband worden gebracht met de relatief hoge arbeidsparticipatie, omdat die samengaat met relatief veel deeltijdwerk in Nederland. Volgens cijfers van de OECD (2009) werkte in 2007 36% van het aantal werkzame personen in Nederland in deeltijd (gedefinieerd als minder dan 30 uur per week), tegenover 15% gemiddeld in de OECD en 18% gemiddeld in de EU27. Nederland is daarmee het hoogst scorende land in de OECD, op afstand gevolgd door Zwitserland met 25% en Australië met 24%. Dit suggereert dat binnen de componenten van het welvaartsniveau kan worden uitgegaan van een afweging tussen de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per persoon via de hoeveelheid deeltijdwerk. De sterke toename van de arbeidsparticipatie in Nederland in de periode 1985-2006 is echter niet samengegaan met een sterkere afname van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon dan gemiddeld in de OECD en de EU15 het geval is geweest, zo blijkt uit de cijfers in tabel B5.1.

B5.1.2 Relatie met welvaart(sontwikkeling)

Het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking kan als maatstaf voor het (materieel) welvaartsniveau in een land worden opgesplitst in drie componenten: de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en het aantal werkzame personen per hoofd van de bevolking. Tabel B5.2 brengt in beeld hoe Nederland zich bij deze drie componenten verhoudt tot andere landen, uitgaande van het jaar 2006. Ook is voor de tienjaarsperiode 1996-2006 weergegeven hoe de groeivoeten van deze drie factoren in de verschillende landen hebben bijgedragen aan (materieel) welvaarts*groei*. Hierbij zijn groeivoeten benaderd met delta's van natuurlijke logaritmen, om de drie componenten precies op te laten tellen tot de maatstaf voor (materieel) welvaarts*groei*.¹³⁴ Om de leesbaarheid van de cijfers te vergemakkelijken, zijn de delta's van natuurlijke logaritmen in de tabel vermenigvuldigd met 100, waarmee bij benadering procentuele mutaties worden weergegeven.¹³⁵

Nederland blijkt door een relatief hoge arbeidsparticipatie en een relatief hoog arbeidsproductiviteitsniveau per gewerkt uur een relatief hoog (materieel) welvaartsniveau te bereiken. Deze twee componenten wegen ruimschoots op tegen het relatief lage aantal gewerkte uren per werkzame persoon in Nederland. Wel zorgt het relatief lage aantal gewerkte uren per werkzame persoon ervoor dat het (materieel) welvaartsniveau in Nederland aanzienlijk achterblijft bij dat in de Verenigde Staten. In de Verenigde Staten komt het (materieel) welvaartsniveau in 2006 18% hoger uit dan in Nederland.

Over de periode 1996-2006 bezien is de (materieel) welvaart in Nederland gemiddeld met 2,1% gegroeid. Dat is iets meer dan gemiddeld in de OECD, wat te danken is aan een aanzienlijk hogere gemiddelde groeivoet van de arbeidsparticipatie in Nederland. Ook ten op-

¹³⁴ De onder de tabel genoemde multiplicatieve niveauevergelijking $Y/B = (WP/B) \times (GU/WP) \times (Y/GU)$ is als volgt logaritmisch te transformeren: $\ln(Y/B) = \ln(WP/B) + \ln(GU/WP) + \ln(Y/GU)$. In delta's van natuurlijke logaritmen uitgedrukt volgt: $\Delta \ln(Y/B) = \Delta \ln(WP/B) + \Delta \ln(GU/WP) + \Delta \ln(Y/GU)$. Deze relatie geldt exact. Bij kleine veranderingen van de variabelen benaderen de delta's van de natuurlijke logaritmen groeivoeten.

¹³⁵ De procentuele mutatie van een variabele is als volgt te berekenen uit de $\Delta \ln$ van de variabele: groei van variabele in procenten = $100 \times (e^{\Delta \ln \text{ van variabele}} - 1)$. Dat betekent bijvoorbeeld dat bij een waarde van 2,00 voor $100 \times \Delta \ln$ van de variabele de procentuele mutatie van de variabele 2,02 bedraagt.

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

*Tabel B5.2 Decompositie van (materiële) welvaartsniveauverhoudingen tussen landen in
2006 en van de (materiële) welvaartsgroei over de periode 1996-2006**

Volumecijfers (voor EU/OECD-landengemiddelden bij welvaartsmaatstaf en arbeidsproductiviteit volumes van het bruto binnenlands product in prijzen van 2005 omgerekend via koopkrachtpariteiten betrekking hebbend op 2005)

	Niveau in 2006; index: Nederland = 100				100 × Δln, gemiddeld per jaar over periode 1996-2006 van:			
	Y/B	WP/B	GU/WP	Y/GU	Y/B	WP/B	GU/WP	Y/GU
Australië	92,3	95,9	127,5	75,5	2,2	0,7	-0,2	1,8
België	90,8	80,0	103,5	109,7	1,9	0,6	0,1	1,2
Canada	98,7	98,2	125,8	79,7	2,4	1,1	-0,3	1,6
Denemarken	96,1	100,5	110,6	86,5	1,8	0,3	0,4	1,2
Duitsland	86,9	92,3	102,1	92,2	1,4	0,4	-0,6	1,6
Finland	88,0	89,9	122,2	80,1	3,4	1,3	-0,3	2,5
Frankrijk	86,2	79,8	111,8	96,7	1,8	0,3	-0,5	2,0
Griekenland	73,1	81,1	148,5	60,7	3,6	0,8	0,1	2,7
Hongarije	49,0	75,1	141,8	46,0	4,6	1,1	-0,2	3,7
Ierland	109,2	93,7	133,7	87,2	5,5	2,5	-0,6	3,5
IJsland	100,4	108,4	128,0	72,4	3,2	0,5	-0,4	3,0
Italië	78,8	75,7	129,2	80,5	1,2	1,0	-0,3	0,5
Japan	85,9	97,2	122,2	72,3	1,0	-0,3	-0,8	2,0
Luxemburg	197,9	85,5	118,6	195,3	4,0	0,8	0,3	2,9
Mexico	32,5	77,6	134,3	31,2	2,3	1,0	-0,1	1,4
Nederland	100,0	100,0	100,0	100,0	2,1	0,9	-0,4	1,6
Nieuw Zeeland	68,2	98,4	123,1	56,3	2,1	0,7	-0,3	1,6
Noorwegen	133,9	98,6	100,4	135,3	2,0	0,4	-0,5	2,1
Oostenrijk	96,9	98,3	118,0	83,6	2,0	0,3	-0,1	1,7
Polen	39,4	74,4	130,7	40,5	4,2	-0,2	-0,3	4,7
Portugal	55,8	94,3	132,1	44,9	1,5	0,4	-0,2	1,3
Slowakije	48,1	83,0	126,1	45,9	4,3	0,3	-0,3	4,3
Spanje	77,2	87,2	117,8	75,2	2,7	3,1	-0,6	0,2
Tsjechië	59,6	91,3	139,7	46,7	2,9	-0,1	-0,3	3,3
Turkije	30,3	60,9	136,7	36,4	2,8	-0,9	0,1	3,6
Verenigde Staten	118,2	93,8	127,6	98,7	2,0	0,3	-0,1	1,9
Verenigd Koninkrijk	89,4	93,2	118,8	80,8	2,4	0,7	-0,3	2,1
Zuid-Korea	61,9	93,2	165,9	40,0	3,6	0,5	-0,5	3,6
Zweden	94,2	93,0	114,1	88,7	2,9	0,6	-0,3	2,6
Zwitserland	101,6	107,0	112,5	84,4	1,3	0,2	-0,1	1,2
EU15	85,2	87,3	115,1	84,7	1,9	0,8	-0,4	1,5
OECD (in 2006)	83,1	87,9	125,4	75,4	2,0	0,4	-0,3	1,9
Pre-1994 OECD	92,3	89,5	122,0	84,6	1,9	0,4	-0,3	1,8

* Y = volume van bruto binnenlands product; B = bevolking; WP = werkzame personen; GU = gewerkte uren; per definitie geldt: $Y/B = (WP/B) \times (GU/WP) \times (Y/GU)$ en $100 \times \Delta \ln(Y/B) = 100 \times \Delta \ln(WP/B) + 100 \times \Delta \ln(GU/WP) + 100 \times \Delta \ln(Y/GU)$.

Bron: berekeningen op basis van bronnen genoemd onder tabel 5.1 in hoofddektst en daarnaast Labour Force Statistics van de OECD (database; oktober 2008) voor de bevolkingsomvang.

zichte van het EU15-gemiddelde scoort Nederland iets hoger, wat toe te rekenen is aan een licht hogere gemiddelde groeivoet van de arbeidsproductiviteit en een licht hogere gemid-

delde groeivoet van de arbeidsparticipatie in Nederland. De ontwikkeling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon in Nederland is in lijn geweest met de ontwikkeling gemiddeld in de OECD en in de EU15, een beeld dat in tabel B5.1 al naar voren kwam voor de perioden 1985-2006 en 2000-2006.

Bijlage B5.2 Relatie tussen gemiddelde opleidingsduur en hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur empirisch onderzocht (bijlage bij paragraaf 5.4)

In tabel B5.3 worden regressieresultaten gepresenteerd voor het verband tussen de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur en de gemiddelde opleidingsduur (zie de daaronder weergegeven symbolenlijst voor de betekenis van de symbolen). De schattingen zijn uitgevoerd in twee richtingen: 1) voor alleen ontwikkelingen over de tijd en 2) voor de combinatie van ontwikkelingen over de tijd en verschillen tussen landen in de cross-sectiedimensie. In het eerste geval zijn de variabelen uitgedrukt als indexcijfers ten opzichte van het jaar 2005 en zijn landendummy's opgenomen. In het tweede geval zijn de variabelen uitgedrukt als (absolute) niveaus en zijn geen landendummy's opgenomen.

De schattingsresultaten geven een bevestiging dat de elasticiteit voor de invloed van de gemiddelde opleidingsduur op de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur ongeveer 2/3 bedraagt:

- Bij de schattingen voor de ontwikkelingen over de tijd (de schattingen aan de linkerzijde in tabel B5.3) wordt een elasticiteit van 0,59 gevonden. Daarnaast wordt ook een negatieve elasticiteit van $-0,11$ gevonden voor de invloed van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking bij deze schattingen.
- Bij de schattingen waarin ook de cross-sectiedimensie wordt meegenomen, wordt een elasticiteit van 0,67 gevonden voor de invloed van de gemiddelde opleidingsduur op de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. Voor de invloed van het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking wordt bij deze schattingen een implausibel sterke negatieve elasticiteit gevonden. Die bedraagt $-1,12$, wat bij de betreffende schatting samengaat met een implausibele waarde van 1,04 voor de elasticiteit die betrekking heeft op de invloed van de gemiddelde opleidingsduur.

De schattingen voor de ontwikkelingen over de tijd zijn econometrisch betrouwbaarder, omdat daarbij in de cross-sectiedimensie wordt gecorrigeerd voor landenspecifieke 'fixed effects' door het opnemen van landendummy's. Opvallend daarbij is wel dat de Durbin-Watson-coëfficiënt zeer laag is. Dat zou kunnen duiden op niet-stationaire residuen, waarmee niet voldaan zou worden aan de toets op cointegratie (Sargan en Bhargava, 1983; Engle en Granger, 1987). In dat geval zouden de geschatte coëfficiënten vertekend kunnen zijn door oneigenlijke trendcorrelatie. Aangezien hier sprake is van panelschattingen (schattingen op basis van tijdreeksen voor verschillende landen), kan hier niet eenvoudig op cointegratie worden getoetst door ('augmented') Dickey-Fuller-toetsen uit te voeren op de residuen (zie bijvoorbeeld Kao (1999) en Verbeek (2004, blz. 372-373)). Die methode werd in paragraaf 3.5.6 toegepast bij de schattingen van vergelijkingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau op basis van (semi-)endogene groei modellen. Nu zal op relatief eenvoudige wijze op cointegratie worden getoetst door dynamische foutcorrectiespecificaties te

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

*Tabel B5.3 Correlatie tussen de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur en de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar), mede rekening houdend met het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking**

	Schattingsvarianten			
	Te verklaren variabele: $\ln((L_G/GU)_{ind})$		Te verklaren variabele: $\ln(L_G/GU)$	
	(1)	(2)	(1)	(2)
Constante	-0,01 (-1,11)	-0,01 (-2,30)	1,51 (12,16)	8,07 (23,87)
$\ln(GO_{ind})$	0,59 (10,61)	0,59 (11,18)	-	-
$\ln((GU/B)_{ind})$	-	-0,12 (-2,22)	-	-
$\ln(GO)$	-	-	0,67 (12,64)	1,04 (24,60)
$\ln(GU/B)$	-	-	-	-1,12 (-22,37)
Landendummy's opgenomen?	Ja**	Ja**	Nee	Nee
R ²	0,800	0,813	0,221	0,658
Gecorrigeerde R ²	0,793	0,806	0,220	0,656
Durbin-Watson (D.W.)	0,05	0,05	-*	-*
Schattingsperiode	Variërend per land; maximaal 1970-2005			
Aantal landen	16 (zie tabel 5.5 in hoofdstekst)			
⇒ Aantal waarnemingen	451			

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden. Bij de schattingen ter verklaring van de *ontwikkeling* van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur zijn de standaardfouten gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten). Bij de schattingen ter verklaring van het *niveau* van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur zijn de standaardfouten alleen gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit (White-standaardfouten). Van een correctie van de standaardfouten voor autocorrelatie is daar afgezien, omdat autocorrelatie weinig relevant is bij een schatting waarin naast ontwikkelingen over de tijd cross-sectieverschillen tussen landen worden verklaard. Om deze reden is verder het presenteren van de Durbin-Watson-coëfficiënt (die zeer laag uitkomt bij beide schattingvarianten) achterwege gelaten bij deze schattingen.

** Landendummy's voor de landen buiten Nederland, waarmee de constante term bij deze schattingvarianten betrekking heeft op Nederland.

<i>Symbolenlijst bij tabel B5.3</i>	
LG/GU	= gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur (US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via specifieke koopkrachtpariteiten voor het arbeidsinkomen)
$(LG/GU)_{ind}$	= LG/GU uitgedrukt als indexcijfer; 2005 = 1
GO	= gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar)
GO_{ind}	= GO uitgedrukt als indexcijfer; 2005 = 1
GU/B	= gewerkte uren per hoofd van de bevolking
$(GU/B)_{ind}$	= GU/B uitgedrukt als indexcijfer; 2005 = 1

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

*Tabel B5.4 Schattingsresultaten voor een dynamische foutencorrectiespecificatie ter verklaring van de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur, uitgaande van een langetermijnevenwichtsrelatie volgens schattingsvariant (2) aan de linkerkant in tabel B5.3**

	Schattingsvarianten	
	Te verklaren variabele: $\Delta \ln((L_G/GU)_{ind})$	
	(1)	(2)
Constante	0,002 (2,99)	0,002 (3,01)
$\Delta \ln((L_G/GU)_{ind})$, 1 jaar vertraagd	0,39 (6,33)	0,40 (6,52)
$\Delta \ln(GO_{ind})$	0,20 (4,12)	0,19 (3,99)
$\Delta \ln((GU/B)_{ind})$	-0,01 (-0,71)	-
Feitelijke waarden minus ‘fitted values’ van $\ln((L_G/GU)_{ind})$ volgens schattingsvariant (2) in tabel B5.3, 1 jaar vertraagd	-0,03 (-3,73)	-0,03 (-3,56)
Landendummy’s opgenomen?	Nee	Nee
R^2	0,245	0,243
Gecorrigeerde R^2	0,238	0,238
Durbin-Watson (D.W.)	2,08	2,08
Schattingsperiode	Variërend per land; maximaal 1971-2005	
Aantal landen	16 (zie tabel 5.5 in hoofdstuk 5)	
⇒ Aantal waarnemingen	419	

* Tussen haakjes staan de t -waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit (White-standaardfouten).

schatten volgens de coïntegratiemethodiek. Die methode zal ook bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in de hoofdstukken 7 en 8 worden gehanteerd. Zie voor een nadere bespreking van deze methodiek paragraaf 6.6 in hoofdstuk 6 en de bijbehorende bijlage B6.3.¹³⁶

Schattingen van dynamische foutencorrectiespecificaties gerelateerd aan schattingsvariant (2) aan de linkerkant in tabel B5.3 zijn weergegeven in tabel B5.4. Daarbij wordt de schatting in tabel B5.3 opgevat als een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus, terwijl de schattingen van de dynamische foutencorrectiespecificaties de kortetermijndynamiek weergeven die optreedt bij de doorwerking van de verklarende variabelen in de te verklaren variabele van de langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus. De toets op coïntegratie vindt binnen de dynamische foutencorrectiespecificaties plaats aan de hand van de coëfficiënt die de aanpassing weergeeft van de feitelijke waarden van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur (uitgedrukt als indexcijfer ten opzichte van het jaar 2005) aan de ‘fitted values’ hiervan

¹³⁶ De coïntegratiebenadering is van toepassing bij niet-stationaire variabelen. ‘Augmented’ Dickey-Fuller-toetsen volgens de methodiek besproken in bijlage B6.3 bij paragraaf 6.6 hebben getoond dat de te verklaren variabele en de beide verklarende variabelen niet-stationair zijn.

volgens de langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus. Daarnaast wordt bij de schattingen rekening gehouden met directe kortetermijninvloeden van mutaties van de gemiddelde opleidingsduur en de hoeveelheid gewerkte uren per hoofd van de bevolking (waarbij de laatste geen significant effect heeft) en aanvullend een extra gestaffeld aanpassingsproces via de één jaar vertraagde waarde van de mutatie van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur. De relevante coëfficiënt voor de toets op cointegratie wijkt met een *t*-waarde van $-3,56$ (in schattingsvariant (2)) significant af van 0. Dat betekent dat de achterliggende niveauspecificatie voor de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur in tabel B5.3 als een langetermijnevenwichtsrelatie kan worden opgevat waarop cointegratie van toepassing is (Engle en Granger, 1987; Greene, 2000, blz. 793-794; Verbeek, 2004, blz. 318-319).

Bijlage B5.3 Ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal, met een onderscheid tussen ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal (bijlage bij paragraaf 5.5)

In deze bijlage en de hiernavolgende bijlage B5.4 vinden nadere analyses op het terrein van fysiek kapitaal plaats met data uit de EU KLEMS Database. Daarbij wordt een onderscheid gemaakt tussen ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal. Dat is mogelijk voor 12 van de 16 OECD-landen waarvoor in paragraaf 5.5 kapitaaldienstendata werden getoond op basis van de EU KLEMS Database. In deze bijlage wordt de rol van ICT-kapitaal geanalyseerd bij de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal.

Uit tabel B5.5 blijkt dat de ontwikkelingen van de hoeveelheid kapitaaldiensten en de voorraad kapitaal met name uiteenlopen bij ICT-kapitaal. Uit de weergegeven ongewogen gemiddelden voor de landen waarvoor per onderscheiden jaar gegevens beschikbaar zijn, komt bij niet-ICT-kapitaal over de volledige periode 1970-2005 zelfs geen stijging naar voren van de verhouding tussen de hoeveelheid kapitaaldiensten en de voorraad kapitaal. Voor 1970 komt het ongewogen gemiddelde namelijk uit op 100,6 tegenover 100,0 in het basisjaar 2005 voor de weergegeven indexcijfers. Bij ICT-kapitaal is daarentegen sprake geweest van een sterke stijging van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de kapitaalvoorraad: een ongewogen gemiddelde van 26,2 in 1970 tegenover de basiswaarde van 100,0 in 2005. Opmerkelijk is echter wel dat in de periode 2000-2005 internationaal sprake is geweest van een daling van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad ICT-kapitaal. Voor de 12 landen waarvoor een waarde berekend kon worden voor die verhouding in 2000 ten opzichte van 2005, geldt dat de verhouding tussen de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten en de voorraad ICT-kapitaal in 2000 gemiddeld genomen 7,8% hoger was dan in 2005. In Nederland was de verhouding tussen ICT-kapitaaldiensten en de ICT-kapitaalvoorraad in 2000 zelfs nog 20,0% hoger dan in 2005. Dat heeft in Nederland tot gevolg gehad dat de hoeveelheid kapitaaldiensten in totaliteit in verhouding tot de totale voorraad kapitaal met ruim 3% is gedaald in de periode 2000-2005. Voor de 12 landen in totaliteit geldt gemiddeld genomen dat die verhouding tussen de totale hoeveelheid kapitaaldiensten en de totale voorraad kapitaal is gestabiliseerd in de periode 2000-2005.

Dat de daling van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad ICT-kapitaal in de periode 2000-2005 niet tot een scherpe daling heeft geleid van de totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale voorraad kapitaal in de betreffende lan-

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

Ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad kapitaal met een onderscheid tussen ICT- en niet-ICT-kapitaal (aangevuld met het aandeel van ICT-kapitaal in de voorraad kapitaal); EU KLEMS-data, 1970-2005

Uitgedrukt als indexcijfers; waarden in 2005 op 100 gesteld, met uitzondering van de aandelen van ICT-kapitaal in totale kapitaalvoorraad

	ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot ICT-kapitaalvoorraad (index, 2005 = 100)				Niet-ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot niet-ICT-kapitaalvoorraad (index, 2005 = 100)				Kapitaaldiensten in totaliteit in verhouding tot totale kapitaalvoorraad (index, 2005 = 100)				Aandeel van ICT-kapitaal in totale kapitaalvoorraad (absoluut niveau)			
	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000
	12,5	51,3	106,0	116,5	102,3	101,0	100,4	99,7	76,2	82,1	91,7	97,9	0,30	0,37	0,79	1,00
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	21,6	96,3	106,8	109,7	100,0	95,8	98,7	100,2	51,3	68,4	84,4	96,4	0,03	0,19	0,68	1,00
	84,6*	102,9*	88,7	103,2	98,1*	96,9*	97,6	100,3	81,6*	87,6*	91,1	98,4	0,12*	0,49*	0,90	1,00
	23,5	88,0	110,1	101,5	113,6	107,9	105,4	104,8	79,7	90,3	96,6	101,6	0,08	0,54	1,26	2,00
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	15,5	79,1	94,5	108,8	84,0	95,0	97,0	98,8	69,2	88,8	94,6	99,0	0,34	0,73	1,33	2,00
	49,3	83,1	97,3	100,1	127,2	98,6	100,0	98,7	107,9	90,9	96,1	97,4	0,72	0,87	1,63	2,00
	7,3	69,5	104,5	120,0	99,2	101,3	102,6	104,6	71,6	84,1	93,7	103,3	0,24	0,48	1,03	2,00
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	57,4	88,1	106,7	-	106,5	105,6	103,2	-	91,7	97,5	101,1	-	0,34	0,64	1,00
	-	-	91,4	106,4	-	-	100,4	102,4	-	-	92,1	100,9	-	-	0,69	2,00
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Staten	12,5	66,1	98,9	107,6	89,9	101,6	101,8	103,1	50,5	82,2	92,2	101,9	0,35	0,83	1,70	3,00
koninkrijk	9,5	63,2	108,6	109,1	91,2	96,4	96,8	100,2	59,4	73,8	86,1	97,4	0,26	0,63	1,64	3,00
	-	-	103,4	103,4	-	-	91,0	97,6	-	-	87,4	97,0	-	-	3,09	4,00
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
Gemiddelde**	26,2	75,7	99,8	107,8	100,6	100,1	99,8	101,1	71,9	84,0	91,9	99,4	0,24	0,50	1,28	2,00

West-Duitsland; bij indexcijfers zijn de waarden voor West-Duitsland uitgedrukt ten opzichte van het herenigde Duitsland in 2005.

** Een ongewogen gemiddelde voor de landen uit deze tabel waarvoor gegevens beschikbaar zijn (wisselend voor de afzonderlijke jaren).

Bron: Berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008).

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

den, kan worden toegeschreven aan een groeiend gewicht van de voorraad ICT-kapitaal binnen de totale voorraad kapitaal. In de tabel is te zien dat het gewicht van ICT-kapitaal binnen de totale kapitaalvoorraad gestaag is blijven toenemen in alle 12 landen.

In vroegere jaren heeft de stijging van dit gewicht van ICT-kapitaal bijgedragen aan de sterke groei van de totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale voorraad kapitaal. De reden hiervoor is dat de gebruikskosten per eenheid kapitaalvoorraad bij ICT-kapitaal hoger zijn dan bij niet-ICT-kapitaal, vanwege hogere afschrijvingen op ICT-kapitaal en vanwege (hogere) kapitaalverliezen als gevolg van (relatieve) prijsdalingen van ICT-kapitaal. Hierdoor heeft een stijgend aandeel van ICT-kapitaal in de totale voorraad kapitaal een positieve invloed op de gemiddelde gebruikskosten per eenheid kapitaalvoorraad en daarmee op de totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale voorraad kapitaal. In de periode 2000-2005 is een toenemend gewicht van ICT-kapitaal een positieve invloed blijven uitoefenen op de totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale voorraad kapitaal. Dat heeft gemiddeld genomen in de 12 landen ongeveer opgewogen tegen het negatieve effect dat daarop werd uitgeoefend door de daling van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad ICT-kapitaal. Die daling van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot de voorraad ICT-kapitaal houdt in dat de gebruikskosten van ICT-kapitaal per eenheid ICT-kapitaalvoorraad gemiddeld genomen gedaald zijn. De verklaring die daarvoor gegeven kan worden is dat de samenstelling van de ICT-kapitaalvoorraad zodanig is veranderd in de periode 2000-2005 dat dit met minder gebruikskosten per eenheid kapitaalvoorraad gepaard ging bij de totale voorraad ICT-kapitaal.

In tabel B5.5 is verder te zien dat de verhouding tussen de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten en de voorraad ICT-kapitaal over de gehele periode 1970-2005 in Nederland relatief sterk is gestegen, sterker dan in alle andere landen waarvoor die ontwikkeling berekend kon worden over deze (volledige) periode. Bij niet-ICT-kapitaal is de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de kapitaalvoorraad in Nederland over de periode 1970-2005 vergelijkbaar met de gemiddelde ontwikkeling in de andere landen (zo kan uit de ontwikkeling van het ongewogen gemiddelde voor de verhouding tussen de hoeveelheid niet-ICT-kapitaaldiensten en de voorraad niet-ICT-kapitaal worden afgeleid). In Nederland is deze verhouding in 2005 ongeveer hoog als in 1970. In Italië, het Verenigd Koninkrijk en de Verenigde Staten heeft zich in deze periode wel een stijging van betekenis voorgedaan van deze verhouding, blijkt verder uit de tabel. In Japan en Finland daarentegen is sprake geweest van een aanzienlijke daling van deze verhouding tussen de hoeveelheid niet-ICT-kapitaaldiensten en de voorraad niet-ICT-kapitaal.

Bij de ontwikkeling van de totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale voorraad kapitaal over de periode 1970-2005 neemt Nederland een middenpositie in. Volgens de EU KLEMS-data is deze verhouding in Nederland met 40% gestegen in die periode (een indexwaarde van 100,0 in 2005 tegenover 71,6 in 1970). In Denemarken, de Verenigde Staten en het Verenigd Koninkrijk is totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale kapitaalvoorraad in de periode 1970-2005 het sterkst gegroeid binnen de landen waarvoor deze ontwikkeling (over de periode 1970-2005) vergeleken kan worden. De relatief sterke groei van deze verhouding in Denemarken kan worden toegeschreven aan een relatief sterke stijging van het gewicht van ICT-kapitaal in de totale kapitaalvoorraad. Japan neemt een uitzon-

derlijke positie in met een daling van ruim 7% van de verhouding tussen de totale hoeveelheid kapitaaldiensten en de totale kapitaalvoorraad over de periode 1970-2005, wat voortkomt uit een daling met ruim 20% van de verhouding tussen de hoeveelheid kapitaaldiensten en de voorraad kapitaal bij niet-ICT-kapitaal.

Bijlage B5.4 Ontwikkeling van de prijs van investeringen bij ICT-kapitaal en niet-ICT-kapitaal en het aandeel van ICT-investeringen in de totale investeringen (bijlage bij paragraaf 5.5)

Tabel B5.6 biedt vervolgens nader inzicht in een belangrijke factor achter de sterke stijging van het gewicht van ICT-kapitaal in de totale kapitaalvoorraad: de prijsontwikkeling van ICT-kapitaalgoederen in vergelijking met die van niet-ICT-kapitaalgoederen. De relatieve prijsdalingen bij ICT-kapitaalgoederen zijn net als de sterke stijging van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal toe te schrijven aan de sterke technologische vooruitgang die geïncorporeerd is in ICT-kapitaalgoederen. Die snelle technologische vooruitgang heeft enerzijds geleid tot een snelle veroudering van ICT-kapitaalgoederen, tot uitdrukking komend in een sterke stijging van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten in verhouding tot de ICT-kapitaalvoorraad, en anderzijds tot sterke (relatieve) prijsdalingen van ICT-investeringen. Tabel B5.6 toont dat in alle landen sprake is geweest van een zeer sterke daling van de prijs van ICT-investeringen ten opzichte van de prijs van de bruto toegevoegde waarde. Bij niet-ICT-investeringen blijkt de prijsontwikkeling slechts beperkt af te wijken van die van de bruto toegevoegde waarde. In enkele landen, waaronder Nederland, is de prijs van niet-ICT-investeringen over de gehele periode 1970-2005 zelfs gestegen ten opzichte van de prijs van de bruto toegevoegde waarde. Kwaliteitsverbeteringen van kapitaal komen dus vooral bij de prijsontwikkeling van ICT-investeringen tot uitdrukking.

In Nederland is de prijs van ICT-investeringen over de totale periode 1970-2005 minder sterk gedaald in verhouding tot de prijs van de bruto toegevoegde waarde dan in de andere landen waarmee een vergelijking gemaakt kan worden over deze (volledige) periode. In Denemarken is de relatieve prijs van ICT-investeringen veruit het sterkst gedaald. Uit de weergegeven indexcijfers is voor Denemarken een relatieve prijsdaling te berekenen van 98,7% over de periode 1970-2005. Voor Nederland bedraagt de relatieve prijsdaling bij ICT-investeringen over die periode 84,3%. In combinatie met de relatieve prijsstijging bij niet-ICT-investeringen resulteert voor Nederland dat de prijs van de totale investeringen ten opzichte van de prijs van de bruto toegevoegde waarde in 2005 ruim 12% lager is dan in 1970. Voor de acht OECD-landen waarvoor over de (volledige) periode 1970-2005 cijfers beschikbaar zijn, bedraagt die relatieve prijsdaling bij de totale investeringen 28%. Hierbij kan opgemerkt worden dat de relatieve prijsdalingen bij de totale investeringen die hier worden gepresenteerd op basis van data uit de EU KLEMS Database, aanzienlijk sterker zijn dan die eerder in tabel 2.3 in paragraaf 2.3.2 werden getoond op basis van data uit de Economic Outlook Database van de OECD. We laten buiten beschouwing waar de verschillen met de OECD-data aan toegeschreven kunnen worden.¹³⁷

¹³⁷ De methodologische beschrijving van de EU KLEMS Database geeft aan dat bij de prijsontwikkeling van ICT-investeringen niet systematisch sterker rekening is gehouden met kwaliteitsverbeteringen van ICT-kapitaalgoederen dan in nationale bronnen (Timmer, Van Moergastel, Stuivenwold, Ypma, O'Mahony en Kangasniemi, 2007).

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

Ontwikkeling van 1) de prijs van ICT-investeringen en de prijs van niet-ICT-investeringen ten opzichte van de prijs van de toegevoegde waarde en 2) het aandeel van ICT-investeringen in de totale bruto-investeringen; EU KLEMS-data, 1970-2005

Uitgedrukt als indexcijfers; waarden in 2005 op 100 gesteld, met uitzondering van de aandelen van ICT-investeringen in de totale investeringen

	Prijs van bruto-investeringen in ICT-kapitaal in verhouding tot prijs van bruto toegevoegde waarde (index, 2005 = 100)				Prijs van bruto-investeringen in niet-ICT-kapitaal in verhouding tot prijs van bruto toegevoegde waarde (index, 2005 = 100)				Prijs van totale bruto-investeringen in verhouding tot prijs van bruto toegevoegde waarde (index, 2005 = 100)				Aandeel van ICT-investeringen in totale (nominale) investeringen (niveau, %)			
	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000	1970	1985	1995	2000
	1128,0	1215,6	559,1	289,1	105,1	101,4	102,1	105,7	168,3	166,8	160,8	142,4	3,5	8,0	12,6	10,0
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	7926,6	1595,8	441,7	180,6	93,1	97,9	97,0	98,4	160,8	180,8	158,4	131,1	5,8	16,0	15,5	13,0
	986,0	530,1*	309,7	187,1	107,2*	104,2*	102,4	101,5	139,0*	133,1*	124,5	114,6	6,5*	11,6*	8,6	10,0
	994,4	319,8	195,3	117,1	85,6	97,9	89,1	95,6	102,7	116,8	104,0	100,4	3,3	6,6	15,5	14,0
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	815,3	485,3	265,3	147,2	95,5	109,2	103,3	102,0	111,3	127,0	116,7	106,0	4,4	7,7	9,5	10,0
	-	275,4	200,2	158,6	-	94,3	96,6	97,2	-	109,4	109,4	106,0	4,1	8,3	11,0	14,0
	637,4	551,3	313,2	170,2	82,2	92,9	95,6	97,1	114,1	131,7	129,5	116,1	3,0	9,0	11,3	14,0
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	-	676,8	360,3	186,9	-	89,7	90,9	98,3	-	118,4	116,1	113,0	-	6,9	7,9	10,0
	-	-	422,0	170,7	-	-	109,3	103,1	-	-	145,1	121,4	-	-	7,3	9,0
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
	972,4	656,1	319,1	169,7	99,4	96,1	93,0	94,5	148,7	146,7	132,9	111,7	6,9	12,9	17,7	20,0
	837,2	560,2	338,9	185,4	110,9	108,3	103,2	100,8	166,1	164,5	150,5	123,2	4,8	10,9	18,3	24,0
	-	-	151,8	139,1	-	-	105,7	101,9	-	-	114,3	108,8	-	-	18,0	20,0
	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
gemiddelde**	1787,1	684,0	323,1	175,1	97,4	99,2	99,0	99,7	138,9	139,5	130,2	116,2	4,7	9,8	12,8	13,0

West-Duitsland; bij indexcijfers zijn de waarden voor West-Duitsland uitgedrukt ten opzichte van het herenigde Duitsland in 2005.

** is een ongewogen gemiddelde voor de landen uit deze tabel waarvoor gegevens beschikbaar zijn (wisselend voor de afzonderlijke jaren).

bron: berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008).

Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

De doorwerking van de prijsontwikkeling van ICT-investeringen en die van niet-ICT-investeringen in de prijsontwikkeling van de totale investeringen wordt bepaald door de aandelen van ICT-investeringen en niet-ICT-investeringen in de totale (nominale) bruto-investeringen. In tabel B5.6 is weergegeven dat het aandeel van ICT-investeringen in de totale (nominale) bruto-investeringen in de loop der tijd sterk is toegenomen in alle landen. In de laatste periode, van 2000 tot 2005, is de positieve trendmatige ontwikkeling bij dit aandeel echter doorbroken. In de meeste landen is het aandeel van ICT-investeringen in de totale bruto-investeringen in die periode gedaald. In Nederland is nog wel sprake geweest van een lichte stijging, van 14,3% in 2000 naar 14,6% in 2005. Met een stijging van 3,0% in 1970 naar 14,6% in 2005 is het aandeel van ICT-investeringen in de totale investeringen in Nederland in Nederland relatief sterk gestegen over de periode 1970-2005 in vergelijking met de andere landen.

De sterke daling van de prijs van ICT-investeringen ten opzichte van de prijs van de bruto toegevoegde waarde heeft in combinatie met de sterke stijging van het aandeel van ICT-investeringen in de totale bruto-investeringen in de verschillende landen een sterke positieve invloed gehad op de ontwikkeling van de voorraad ICT-kapitaal in verhouding tot de totale voorraad kapitaal. Dat heeft vervolgens in belangrijke mate bijgedragen aan de sterke stijging van de totale hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot de totale voorraad kapitaal, zoals in bijlage B5.3 is toegelicht. Ook hebben de twee genoemde factoren in combinatie met elkaar een belangrijke positieve invloed gehad op de ontwikkeling van de totale voorraad kapitaal. Die invloed heeft plaatsgevonden via een daling van de prijs van de totale investeringen ten opzichte van de prijs van de bruto toegevoegde waarde (conform de eerdere analyse over de doorwerking van een relatieve prijsdaling van investeringen in de kapitaalvoorraad in paragraaf 2.3.2). Daarmee hebben deze twee factoren langs twee kanalen een sterke positieve invloed gehad op de groei van de hoeveelheid kapitaaldiensten: 1) via een positieve invloed op de groei van de voorraad ICT-kapitaal ten opzichte van de totale voorraad kapitaal (wat vervolgens sterk heeft doorgewerkt in de groei van de totale hoeveelheid kapitaaldiensten ten opzichte van de totale voorraad kapitaal) en 2) via een positieve invloed op de groei van de totale voorraad kapitaal.

De ontwikkeling van het aandeel van ICT-investeringen in de totale investeringen is ook zelfstandig (dat wil zeggen: los van een versterkend effect op de invloed van een relatieve prijsdaling van ICT-kapitaalgoederen) van invloed op de ontwikkeling van het aandeel van voorraad ICT-kapitaal binnen de totale voorraad kapitaal. De toename van het aandeel van ICT-investeringen binnen de totale (nominale) bruto-investeringen kan deels als een gevolg worden beschouwd van de relatieve prijsdaling van ICT-investeringen (substitutie-effect), maar hangt ook samen met hogere vervangingsinvesteringen die nodig zijn bij een relatief snelle veroudering van ICT-kapitaalgoederen. Vanwege de relatief hoge afschrijvingen op ICT-kapitaalgoederen is het van belang om ook de ontwikkeling van het aandeel van ICT-investeringen binnen de netto-investeringen (bruto-investeringen gecorrigeerd voor afschrijvingen/vervangingsinvesteringen) te bezien.

In tabel B5.7 wordt die ontwikkeling weergegeven voor de verschillende landen. De tabel geeft een wisselend beeld met sterk uiteenlopende ontwikkelingen in de landen. In diverse landen is het aandeel van ICT-investeringen binnen de totale (nominale) netto-investeringen in 2005 hoger dan in 1970, maar voor onder andere Nederland geldt dat dit aandeel in 2005

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

lager uitkomt dan in 1970. Gemiddeld over de verschillende landen geldt wel dat het aandeel van ICT-investeringen in de totale netto-investeringen tussen 1970 en 2000 sterk is gestegen. Tussen 2000 en 2005 heeft echter in bijna alle landen een sterke daling plaatsgevonden.

*Tabel B5.7 Aandeel van ICT-investeringen in totale (nominale) netto-investeringen (%);
1970-2005*

	1970	1985	1995	2000	2005
Australië	2,0	5,5	7,9	13,3	7,6
België	-	-	-	-	-
Canada	-	-	-	-	-
Denemarken	-2,7	21,4	18,7	12,7	13,3
Duitsland	6,5*	0,8*	3,4	8,3	5,5
Finland	2,7	4,6	18,8	12,6	8,0
Frankrijk	-	-	-	-	-
Ierland	-	-	-	-	-
Italië	3,4	7,9	9,5	11,2	1,4
Japan	-2,0	6,3	5,8	8,9	6,9
Nederland	2,1	7,7	5,0	6,4	1,7
Nieuw Zeeland	-	-	-	-	-
Noorwegen	-	-	-	-	-
Oostenrijk	-	6,7	5,8	9,3	3,3
Portugal	-	-	5,4	6,9	5,2
Spanje	-	-	-	-	-
Verenigde Staten	5,4	9,7	13,1	18,4	7,2
Verenigd Koninkrijk	2,9	11,1	16,9	24,3	8,2
Zweden	-	-	12,9	15,8	8,7
Zwitserland	-	-	-	-	-
Ongewogen gemiddelde**	2,3	8,2	10,3	12,3	6,4

* West-Duitsland; bij indexcijfers zijn de waarden voor West-Duitsland uitgedrukt ten opzichte van het herenigde Duitsland in 2005. ** Dit betreft een ongewogen gemiddelde voor de landen uit deze tabel waarvoor gegevens beschikbaar zijn (wisselend voor de afzonderlijke jaren).

Bron: berekeningen op basis van EU KLEMS Database (maart 2008).¹³⁸

De cijfers in tabel B5.7 geven aan dat over de gehele periode 1970-2005 een gestegen aandeel van ICT-investeringen binnen de totale netto-investeringen in veel landen heeft bijgedragen aan een toename van de voorraad ICT-kapitaal in verhouding tot de totale kapitaalvoorraad, maar dat die positieve bijdrage in de periode 2000-2005 is afgenomen. Specifiek voor Nederland geldt dat het aandeel van ICT-investeringen binnen de totale netto-investeringen in 2005 lager is dan in 1970, maar in de tussenliggende jaren is dit aandeel jarenlang hoger geweest dan in 1970. Dat heeft een lange periode positieve impulsen gegeven aan het aandeel van de voorraad ICT-kapitaal binnen de totale voorraad kapitaal in Nederland. Die zijn van invloed

¹³⁸ Bij berekening van nominale waarden voor de afschrijvingen zijn volumebedragen in prijzen van het jaar 1995 zoals die direct beschikbaar zijn in de EU KLEMS Database, in lopende prijzen uitgedrukt aan de hand van de prijsontwikkeling van de bruto-investeringen. Daarbij is een onderscheid gemaakt tussen acht onderliggende typen kapitaal (waarvan drie tezamen ICT-kapitaal vormen).

*Hoofdstuk 5 – Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in
internationaal en historisch perspectief*

geweest naast de positieve impulsen die gedurende de gehele periode 1970-2005 aan de voorraad ICT-kapitaal zijn gegeven door relatieve prijsdalingen van ICT-kapitaalgoederen.

6 Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven: verklarende variabelen, mechanismen en methodologie

6.1 Inleiding

In dit hoofdstuk wordt een verdere basis gelegd voor het empirisch onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in de hoofdstukken 7 en 8. Hierbij wordt eerder onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in een totaal kader geplaatst. Besproken wordt hoe vanuit die eerdere onderzoeken verklarende variabelen worden gekozen voor de eigen empirische analyses en welke mechanismen daarbij gemodelleerd worden. Ook wordt ingegaan op de methodologie die bij de uit te voeren empirische schattingen wordt gehanteerd.

In hoofdstuk 2 is vanuit de groeiboekhoudingsbenadering en de neoklassieke groeitheorie een analytisch kader gepresenteerd dat de rol van de totale factorproductiviteit (TFP), fysiek kapitaal en menselijk kapitaal helder maakt bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. In paragraaf 6.2 wordt besproken hoe met de directe bijdragen van de kapitaalarbeidsverhouding en de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid rekening kan worden gehouden in de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

Als belangrijke benaderingen voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zijn in hoofdstuk 4 al besproken: de R&D-kapitaalbenadering en het ‘catching-up’-mechanisme. In paragraaf 6.3 wordt beschreven hoe deze benaderingen concreet worden toegepast bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7, voor een belangrijk deel op basis van eerdere empirische onderzoeken. In paragraaf 6.4 komen diverse variabelen aan de orde die naast de voorraad R&D-kapitaal en het ‘catching-up’-mechanisme worden opgenomen in de empirische analyse ter verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

In paragraaf 6.5 wordt vervolgens ingegaan op de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven, waarbij een uitgebreid overzicht wordt gegeven van eerder empirisch onderzoek naar de determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven. Een groot aantal empirische onderzoeken zal worden benut om op voort te bouwen in de eigen empirische analyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8. Preciezer uitgedrukt betreft het daar een empirische verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven, geformuleerd als het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product.

In de tabellen 6.1 en 6.2 wordt alvast een overzicht gegeven van de verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-intensiteit van bedrijven die in dit hoofdstuk worden besproken en bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 worden onderzocht. Getoond wordt op welke plaatsen de afzonderlijke verklarende factoren in het onderhavige hoofdstuk 6 worden besproken. In de hoofdstukken 7 en 8 worden tabellen gepre-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Tabel 6.1 Overzicht van verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling bij de empirische schattingen in hoofdstuk 7, met plaatsen van bespreking in hoofdstuk 6

Verklarende factor bij de empirische schattingen	Plaats van bespreking in hoofdstuk 6
<i>Basisfactoren buiten TFP</i>	
• Kapitaalarbeidsverhouding	Paragraaf 6.2.1
• Gemiddelde opleidingsduur (indicator voor hoeveelheid menselijk kapitaal per hoofd van de bevolking)	Paragraaf 6.2.2
<i>Inzet van arbeid / gewerkte uren</i>	
• Arbeidsparticipatie (van belang voor menselijk kapitaal binnen ingezette arbeid)	Paragraaf 6.2.3
• Gewerkte uren per werkzame persoon (van belang voor menselijk kapitaal binnen ingezette arbeid en voor TFP)	Paragrafen 6.2.3 en 6.4.8
<u><i>Determinanten van TFP-ontwikkeling</i></u>	
<i>R&D-kapitaal</i>	
• Binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal	Paragraaf 6.3.1
○ Idem, met interactie-effect van gemiddelde opleidingsduur bij opbouw van binnenlands R&D-kapitaal	Paragraaf 6.3.2
• Buitenlands privaat en publiek R&D-kapitaal	Paragraaf 6.3.1
○ Idem, met interactie-effect van binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	Paragraaf 6.3.1
○ Idem, met interactie-effect van gemiddelde opleidingsduur (in binnenland)	Paragraaf 6.3.2
• Publiek-private interactie bij opbouw van publiek R&D-kapitaal	Paragraaf 6.4.3
<i>‘Catching-up’</i>	
• ‘Catching-up’ met technologische positie van een land gemeten op basis van (gecorrigeerd) productiviteitsniveau	Paragraaf 6.3.3*
○ Idem, met interactie-effect van binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	Paragraaf 6.3.3*
○ Idem, met interactie-effect van gemiddelde opleidingsduur	Paragraaf 6.3.3*
• ‘Catching-up’ met technologische positie van een land gemeten op basis van toegekende Amerikaanse patenten	Paragraaf 6.3.3*
○ Idem, met interactie-effect van binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	Paragraaf 6.3.3*
○ Idem, met interactie-effect van gemiddelde opleidingsduur	Paragraaf 6.3.3*
<i>Sectorstructuur en technologisch ontwikkelingsniveau van een land</i>	
• Aandeel van (medium)hightechsectoren in toegevoegde waarde van totale economie, in verhouding tot binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	Paragraaf 6.4.1
• Specifiek voor Noorwegen: relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan toegevoegde waarde van totale economie (om rekening te houden met sterk gestegen inkomsten uit oliewinning in Noorwegen)	Paragrafen 6.4.1 en 6.3.3
• Hoogwaardige kennisvoorraad (in verhouding tot binnenlands R&D-kapitaal)	Paragraaf 6.4.2
<i>Randvoorwaardelijke aspecten</i>	
• Openheid van de economie	Paragraaf 6.4.4
• Ondernemerschap	Paragraaf 6.4.5
• Winstgevendheid van bedrijven	Paragraaf 6.4.6
• Belasting- en premieheffing	Paragraaf 6.4.7
<i>Conjunctuur</i>	
• Stand van de conjunctuur	Paragraaf 6.4.9

* Concrete uitwerking in paragraaf B6.2.5 van bijlage B6.2.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Tabel 6.2 Overzicht van verklarende factoren voor de R&D-intensiteit van bedrijven bij de empirische schattingen in hoofdstuk 8, met plaatsen van bespreking in hoofdstuk 6

Verklarende factor bij de empirische schattingen	Plaats van bespreking in hoofdstuk 6
<i>Overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D</i> <ul style="list-style-type: none"> • Fiscale R&D-stimulering • Overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D exclusief fiscaal 	Paragraaf 6.5.1 Paragraaf 6.5.1
<i>Publieke R&D</i> <ul style="list-style-type: none"> • Publiek R&D-kapitaal • Publiek-private interactie bij opbouw van publiek R&D-kapitaal 	Paragraaf 6.5.2 Paragraaf 6.5.3
<i>Relatieve prijs van R&D</i> <ul style="list-style-type: none"> • Relatieve prijs van R&D (gedefinieerd als prijs van R&D in verhouding tot prijs van bruto binnenlands product) 	Paragraaf 6.5.4
<i>Sectorstructuur en technologisch/economisch ontwikkelingsniveau van een land</i> <ul style="list-style-type: none"> • Aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie en vervolgens aandeel van (medium)hightechsectoren in toegevoegde waarde van industrie • Hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland • (Materieel) welvaartsniveau 	Paragraaf 6.5.5 Paragraaf 6.5.6 Paragraaf 6.5.7
<i>Randvoorwaardelijke aspecten</i> <ul style="list-style-type: none"> • Gemiddelde opleidingsduur • Bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland • Winstgevendheid van bedrijven • Reële rente • Beschikbaarheid van privaat krediet • Belasting- en premieheffing • Ondernemerschap • Openheid van de economie 	Paragraaf 6.5.8 Paragraaf 6.5.9 Paragraaf 6.5.10 Paragraaf 6.5.11 Paragraaf 6.5.11 Paragraaf 6.5.12 Paragraaf 6.5.13 Paragraaf 6.5.14
<i>R&D-intensiteit bij concurrenten en leveranciers</i> <ul style="list-style-type: none"> • R&D-intensiteit van bedrijven wereldwijd 	Paragraaf 6.5.15
<i>Omvang van de economie en stand van de conjunctuur</i> <ul style="list-style-type: none"> • Omvang van de economie • Stand van de conjunctuur 	Paragraaf 6.5.16 Paragraaf 6.5.16

senteerd die weergeven hoe de verklarende factoren binnen de empirisch te schatten vergelijkingen concreet zijn vormgegeven met variabelen en wiskundige constructies. Dat zijn tabel 7.1 in hoofdstuk 7 en tabel 8.1 in hoofdstuk 8. De tabellen 6.1 en 6.2 vormen een verbinding tussen de besprekingen van de afzonderlijke verklarende factoren in het huidige hoofdstuk 6 en de feitelijke vormgevingen van die verklarende factoren binnen de empirisch te schatten vergelijkingen in de hoofdstukken 7 en 8.

Na de bespreking van de verklarende factoren voor de arbeidproductiviteitsontwikkeling en de R&D-intensiteit van bedrijven in de paragrafen 6.2-6.5 is paragraaf 6.6 gewijd aan de methodologie die wordt gehanteerd bij de empirische schattingen. Daar wordt besproken dat er panelanalyses worden uitgevoerd voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006 en dat

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

daarbij de coïntegratiebenadering wordt toegepast volgens de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Die methode houdt in dat eerst langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus worden geschat en dat daarna (als tweede stap) de kortermijndynamiek wordt onderzocht met foutencorrectiespecificaties ter verklaring van de mutatie van de arbeidsproductiviteit c.q. de R&D-intensiteit van bedrijven. In paragraaf 6.7 wordt dit hoofdstuk afgesloten met een samenvattend beeld.

Dit hoofdstuk kent verder drie bijlagen. Diverse technische aspecten rondom de vormgeving van variabelen en mechanismen worden behandeld in bijlage B6.2. De gebruikte databronnen worden daaraan voorafgaand besproken in bijlage B6.1. In bijlage B6.3 wordt nader ingegaan op de coïntegratiebenadering als onderdeel van de methodologie.

6.2 Verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling: effecten van fysiek kapitaal en menselijk kapitaal naast de TFP-ontwikkeling

Uit het analytisch kader voor productiviteitsanalyse dat besproken is in hoofdstuk 2, volgen als drie hoofdcomponenten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling: de TFP-ontwikkeling, een directe bijdrage van de ontwikkeling van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en een directe bijdrage van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Hieronder wordt aangegeven hoe met de twee laatstgenoemde componenten rekening kan worden gehouden bij een empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Daarbij wordt ook aandacht geschonken aan de invloed die de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon kunnen hebben op de arbeidsproductiviteit. Bij de arbeidsparticipatie betreft het een effect via de factor menselijk kapitaal. Bij het aantal gewerkte uren kan het ook om een effect via de TFP gaan. In paragraaf 5.2 is dit al uitgebreid aan de orde gekomen bij de internationale vergelijking van productiviteitscijfers.

6.2.1 Kapitaalarbeidsverhouding

De kapitaalarbeidsverhouding kan direct als verklarende variabele worden gebruikt voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Data over de omvang van de kapitaalgoederenvoorraad zijn beschikbaar in de AMECO Database van de Europese Commissie, terwijl data over de hoeveelheid kapitaaldiensten beschikbaar zijn in de EU KLEMS Database en in databases van de OECD (Productivity Database en Economic Outlook Database). De voorraad kapitaal dan wel de hoeveelheid kapitaaldiensten kan in verhouding tot het aantal gewerkte uren worden geplaatst om de kapitaalarbeidsverhouding te berekenen. De kapitaalarbeidsverhouding kan vervolgens binnen een logaritmische specificatie worden gebruikt als variabele ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

Een mogelijkheid daarbij is om de coëfficiënt voor de kapitaalarbeidsverhouding vrij te schatten als een constante elasticiteit. Een nadeel van deze benadering is echter dat dan wordt uitgegaan van een invloed van de kapitaalarbeidsverhouding op de arbeidsproductiviteit volgens een Cobb-Douglas-productiefunctie. Een Cobb-Douglas-productiefunctie heeft als eigenschap dat een substitutie-elasticiteit van 1 wordt verondersteld tussen arbeid en kapitaal. Daaruit volgen vaste outputelasticiteiten van kapitaal en arbeid, zoals aan de orde is gekomen in paragraaf 2.2.6. Er is veel empirisch onderzoek beschikbaar dat erop wijst dat de substitutie-elas-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

ticiteit tussen arbeid en kapitaal aanzienlijk lager is dan 1 (zie paragraaf 2.2.6). Dat impliceert dat uitgegaan kan worden van variërende outputelasticiteiten van arbeid en kapitaal.

Er bestaat een rechtstreekse relatie tussen de outputelasticiteiten van arbeid en kapitaal en de aandelen van respectievelijk arbeidsinkomen en kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde. Bij volledig vrije mededinging op productmarkten en constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren arbeid en kapitaal corresponderen deze volledig, uitgaande van winstmaximalisatie door ondernemers (zie paragraaf 2.2.2). Binnen de groeiboekhoudingsmethodiek wordt veelal geabstraheerd van verschillen tussen de aandelen van arbeidsinkomen en kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde en de outputelasticiteiten van respectievelijk arbeid en kapitaal. Het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde volgt dan als gewicht voor de berekening van de bijdrage van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding aan de groei van de arbeidsproductiviteit.

In de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 wordt hierbij aangesloten door de coëfficiënt voor de kapitaalarbeidsverhouding te relateren aan het aandeel van brutokapitaalinkomen in de bruto toegevoegde waarde (tegen factorkosten). Daarbij worden de groeiboekhoudingsgewichten die van jaar op jaar volgen voor het effect van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding op de arbeidsproductiviteitsgroei (aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde, uitgedrukt volgens de Törnqvistmethodiek) omgezet naar gewichten die van jaar op jaar van toepassing zijn binnen de te schatten vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in niveaus. Dat gebeurt door effecten van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding op de arbeidsproductiviteitsgroei volgens de groeiboekhoudingsbenadering over de tijd te cumuleren en in verhouding te plaatsen tot de gecumuleerde groei van de kapitaalarbeidsverhouding.¹³⁹

Bij de empirische schattingen op het wereldwijde niveau in paragraaf 3.5 is al uitgebreid aandacht geschonken aan de voorraad kapitaal en de hoeveelheid kapitaaldiensten als variabelen voor de inzet van kapitaal. Theoretisch gaat de voorkeur uit naar een kapitaaldienstvariabele, maar bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling in paragraaf 3.5 bleek een traditionele kapitaalvoorraadvariabele betere empirische resultaten op te leveren dan de hoeveelheid kapitaaldiensten (berekend op basis van EU KLEMS- en OECD-data). In paragraaf 3.5 zijn daar enkele mogelijke verklaringen voor gegeven. Bij de empirische schattingen op het individuele landenniveau in hoofdstuk 7 wordt opnieuw met beide maatstaven voor kapitaal gewerkt. Bij de basisschattingen wordt daarbij uitgegaan van de kapitaalvoorraad als variabele voor de kapitaalinzet, omdat met die variabele de arbeidsproductiviteitsontwikkeling sterker wordt verklaard en tevens plausibeler coëfficiënten worden gevonden voor andere variabelen in de vergelijking.

6.2.2 Menselijk kapitaal gerepresenteerd door gemiddelde opleidingsduur

Als indicator voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid wordt in empirisch

¹³⁹ Beide cumulaties worden daarbij uitgedrukt ten opzichte van 1969 als beginjaar van de tijdreeksen die bij de empirische schattingen worden gehanteerd. Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling worden alle variabelen, met uitzondering van interactievariabelen, uitgedrukt ten opzichte van 1969 als referentiejaar. In paragraaf B6.2.1 van bijlage B6.2 wordt dit toegelicht.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

onderzoek veelal uitgegaan van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking, die het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking weergeeft. Ook in het empirisch onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 zal die indicator worden gehanteerd om de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid te representeren. In principe zou daarvoor de gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten per eenheid arbeid (gewerkt uur) uit groeiboekhoudingsberekeningen als variabele kunnen worden gebruikt. Er zijn echter niet voldoende data voor deze variabele beschikbaar om deze op te kunnen nemen binnen de in hoofdstuk 7 uit te voeren regressieanalyse voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006 (zie paragraaf 5.4). Verder heeft het opnemen van de gemiddelde opleidingsduur als verklarende variabele als voordeel dat de factor menselijk kapitaal binnen de empirische schattingen wordt geëndogeniseerd. In het onderstaande worden enkele toonaangevende onderzoeken besproken waarin de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking als verklarende variabele is opgenomen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling dan wel (materiële) welvaartsontwikkeling in een land.

Empirisch onderzoek met de gemiddelde opleidingsduur als verklarende variabele

> De la Fuente en Doménech (2000)

In het verleden (tot in de jaren negentig) werd in regressieanalyses weinig empirische steun gevonden voor het bestaan van een directe relatie tussen de ontwikkeling van menselijk kapitaal en de productiviteitsontwikkeling (zie bijvoorbeeld Benhabib en Spiegel (1994) en Caselli, Esquivel en Lefort (1996)). De la Fuente en Doménech (2000) maken aannemelijk dat de oorzaak hiervan ligt in de matige kwaliteit van de data voor menselijk kapitaal waarmee in empirisch onderzoek werd gewerkt. Zij hebben voor 21 OECD-landen verbeterde datareeksen geconstrueerd voor het opleidingsniveau van de bevolking. Het betreft vijfjaarlijkse intervalcijfers over de periode 1960-1990 voor het gemiddelde aantal jaren opleiding van de bevolking (in de leeftijd van 25 jaar en ouder). Met de verbeterde data vonden zij een duidelijke positieve invloed van de groei van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteitsgroei. In de geschatte vergelijking waar hun voorkeur naar uitging, werd een elasticiteit van 0,27 gevonden voor de invloed van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteit. Dit betreft een rechtstreeks effect van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteit binnen een productiefunctie. Hierin is nog niet een multipliereffect verwerkt dat op langere termijn optreedt als gevolg van de doorwerking van de hogere arbeidsproductiviteit in de investeringen en daarmee de kapitaalarbeidsverhouding (zoals analytisch is uitgewerkt op basis van de neoklassieke groeitheorie in paragraaf 2.3).

> Bassanini en Scarpetta (2001, 2002)

Ook Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) hebben de rol van menselijk kapitaal onderzocht met verbeterde data. Voor menselijk kapitaal is de dataset van De la Fuente en Doménech (2000) als basis gebruikt en uitgebreid tot jaarcijfers voor de periode 1971-1998. Zij schatten in een regressieanalyse voor 21 OECD-landen over de genoemde periode dat een toename van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) met 1% op langere termijn een positief effect heeft van ongeveer 0,6% op het volume van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking (in de leeftijd van 15-64 jaar). Dit is volgens Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) het effect volgens de meest betrouwbare schattingen in het onderzoek. Aangezien de gemiddelde opleidingsduur in de OECD-landen ongeveer 10 jaar is,

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

betekent dit dat een toename van de gemiddelde opleidingsduur met 1 jaar op langere termijn tot een 6% hoger volume van het bruto binnenlands product zou leiden per hoofd van de bevolking.

Het volume van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking is een indicator voor het (materiële) welvaartsniveau in een land. Het is niet precies duidelijk hoe de langetermijnelasticiteit van ongeveer 0,6 voor het effect van de gemiddelde opleidingsduur op het volume van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking geïnterpreteerd kan worden in relatie tot de arbeidsproductiviteit (volume van het bruto binnenlands product per gewerkt uur). Er is in feite een netto-effect geschat, waarin verwerkt is dat een toename van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking inhoudt dat meer (jonge) mensen worden onttrokken aan het arbeidsproces vanwege het volgen van onderwijs. Hier staat tegenover dat een hoger gemiddeld opleidingsniveau een positieve invloed kan hebben op de arbeidsparticipatie onder personen die het (initiële) onderwijs hebben afgerond, zodat het aantal werkzame personen binnen de bevolking op langere termijn per saldo ook positief beïnvloed zou kunnen worden. Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) gaan niet op dit aspect in. Bij gebrek aan kwantitatieve informatie hierover is het te rechtvaardigen om de gevonden langetermijnelasticiteit van ongeveer 0,6 voor het effect van de gemiddelde opleidingsduur op het volume van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking ook op te vatten als een langetermijnelasticiteit voor het effect op de arbeidsproductiviteit.

In de langetermijnelasticiteit van ongeveer 0,6 uit het onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) is een multipliereffect verwerkt als gevolg van de doorwerking van een hogere arbeidsproductiviteit in de investeringen in fysiek kapitaal en daarmee de kapitaalarbeidsverhouding. Die multiplier is gelijk is aan $1/(1-\alpha)$, waarbij α de outputelasticiteit van fysiek kapitaal uitdrukt in de Cobb-Douglas-productiefunctie die ten grondslag ligt aan de empirische schattingen (zie paragraaf 2.3 voor een afleiding van het multipliereffect vanuit de neoklassieke groeitheorie). Volgens de empirische schattingen van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) zou deze outputelasticiteit van fysiek kapitaal ongeveer 0,2 zijn, waarmee de elasticiteit voor het rechtstreekse effect van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteit ongeveer 0,5 zou zijn. Als wordt uitgegaan van een outputelasticiteit van fysiek kapitaal van $1/3$, zoals gangbaarder is in de literatuur, dan bedraagt de elasticiteit voor het rechtstreekse effect de gemiddelde opleidingsduur ongeveer 0,4. Aldus kan uit het onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) worden geconcludeerd dat een toename van de gemiddelde opleidingsduur met 1% een rechtstreeks effect op de arbeidsproductiviteit zou hebben van 0,4-0,5%, terwijl als totaaleffect voor de langere termijn kan worden uitgegaan van een effect van 0,6%.

Een rechtstreekse elasticiteit van 0,4-0,5 voor het effect van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteit is consistent met een aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde van globaal $4/9$, dat voor Nederland en de OECD in totaliteit werd genoemd in paragraaf 2.3.1 op basis van private rendementen op onderwijs. Daarmee kan in lijn met de groeiboekhoudingsbenadering worden uitgegaan van een elasticiteit van globaal $4/9$ voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid in een vergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De gemiddelde opleidingsduur kan daarbij als een proxy worden opgevat voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid. De gemiddelde opleidingsduur staat daarbij via een elasticiteit van 1 in verbinding met de hoeveelheid men-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

selijk kapitaal per eenheid arbeid. In bijlage B5.2 bij paragraaf 5.4 is het laatste globaal empirisch bevestigd in een regressieanalyse.¹⁴⁰

> *Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007)*

In een recenter onderzoek van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007), dat deels een actualisatie is van het onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) voor de 21 OECD-landen over de periode 1971-2004, is een groter effect van menselijk kapitaal gevonden. In de twee belangrijkste schattingsvarianten van het onderzoek komen de elasticiteiten voor het langetermijneffect van de gemiddelde opleidingsduur op het volume van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking op 0,74 en 0,95 uit. Voor de outputelasticiteit van fysiek kapitaal zijn daarbij elasticiteiten gevonden van respectievelijk 0,22 en 0,13. Voor het effect van de gemiddelde opleidingsduur gecorrigeerd voor het indirecte effect hiervan op de kapitaalarbeidsverhouding zijn daarmee elasticiteiten van respectievelijk 0,58 en 0,82 te berekenen (zoals ook door Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) wordt getoond). Wordt uitgegaan van een waarde van 1/3 voor de outputelasticiteit van fysiek kapitaal, dan volgen elasticiteiten van respectievelijk 0,49 en 0,63 voor het gecorrigeerde effect van de gemiddelde opleidingsduur. De hier genoemde elasticiteiten voor het rechtstreekse effect van de gemiddelde opleidingsduur zijn in drie van de vier gevallen aanzienlijk hoger dan overeenkomt met een globaal gewicht van 4/9 dat voor arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal binnen de toegevoegde waarde kan worden ingeschat op basis van private rendementen op onderwijs. Dat zou kunnen wijzen op externe effecten van menselijk kapitaal, zoals zo direct verder wordt besproken onder het kopje ‘Directe effecten versus externaliteiten van menselijk kapitaal’.

> *Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: gemiddelde opleidingsduur opgenomen tezamen met groot aantal andere variabelen*

In het empirisch onderzoek in hoofdstuk 7 zal de variabele voor de gemiddelde opleidingsduur uit de onderzoeken van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) worden gebruikt bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Daar zal gewerkt worden met vergelijkingen waarin veel meer variabelen voorkomen dan in de onderzoeken van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) het geval is. De gemiddelde opleidingsduur representeert daarbij de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Voorts wordt rekening gehouden met een mogelijke negatieve invloed van de hoeveelheid ingezette arbeid (in verhouding tot de omvang van de bevolking) op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Dit wordt verder besproken in paragraaf 6.2.3.

Directe effecten versus externaliteiten van menselijk kapitaal

> *Statische versus dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal*

In de onderzoeken van De la Fuente en Doménech (2000), Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) is niet afzonderlijk rekening gehouden met externe effecten van menselijk kapitaal. De gevonden resultaten voor het effect van de gemid-

¹⁴⁰ Daarbij werd de gemiddelde opleidingsduur als verklarende variabele gehanteerd voor de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur volgens de groeiboekhoudingsbenadering, waarbij ervan werd uitgegaan dat de hoeveelheid menselijk kapitaal per gewerkt uur een gewicht heeft van ongeveer 2/3 binnen de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

delde opleidingsduur zouden naast directe private rendementen ook externaliteiten van menselijk kapitaal kunnen omvatten, die tot uitdrukking komen in de TFP-ontwikkeling. Daarbij kan een onderscheid worden gemaakt tussen statische en dynamische externaliteiten (Venniker, 2000):

- Statische externaliteiten van menselijk kapitaal zijn externe effecten als gevolg van kennisoverdracht tussen individuen die directe niveau-effecten op de arbeidsproductiviteit hebben (zie bijvoorbeeld Lucas, 1988). Die passen binnen een statische invloed van de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling via een hoger kennisniveau van de productiefactor arbeid binnen een productiefunctie.
- Dynamische externaliteiten daarentegen zijn indirecte (dynamische) invloeden van de factor menselijk kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling via innovatie. Daarbij kunnen twee aspecten worden onderscheiden: de directe invloed van menselijk kapitaal op innovatie en het belang van menselijk kapitaal voor de absorptie van elders ontwikkelde technologische kennis.

In de besproken onderzoeken van De la Fuente en Doménech (2000), Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) is rekening gehouden met een statisch effect van menselijk kapitaal via een hoger kennisniveau van de productiefactor arbeid. Naast directe private rendementen van kapitaal zouden daarin ook statische externaliteiten tot uitdrukking kunnen komen. Het is daarnaast mogelijk dat er ook dynamische externaliteiten worden gemeten, omdat er niet apart rekening is gehouden met R&D/innovatie, met uitzondering van een algemene ‘catch-up’-variabele in het onderzoek van De la Fuente en Doménech (2000). Voor technologische ontwikkeling wordt wel gecontroleerd aan de hand van een constante term binnen de groeispecificatie van De la Fuente en Doménech (2000) en trend- dan wel tijddummyvariabelen binnen de niveauvergelijkingen van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007).

> *Statische externaliteiten van menselijk kapitaal nog niet duidelijk gebleken*

In empirisch onderzoek is het belang van statische externaliteiten van menselijk kapitaal nog niet duidelijk gebleken.¹⁴¹ De studies van De la Fuente en Doménech (2000) en Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) passen in dat beeld, omdat ze geen aanwijzingen geven voor een belangrijke rol van statische externaliteiten van menselijk kapitaal. De elasticiteiten van respectievelijk 0,27 en 0,4-0,5 voor het effect van de gemiddelde opleidingsduur in die studies (exclusief het indirecte effect via de kapitaalarbeidsverhouding) stijgen niet uit boven het gewicht van globaal 4/9 dat voor het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde kan worden ingeschat op basis van private rendementen op onderwijs. De door De la Fuente en Doménech (2000) gevonden elasticiteit van 0,27 blijft daar zelfs aanzienlijk bij achter.

> *Uitkomsten van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) zouden kunnen duiden op statische en/of dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal*

De elasticiteiten gevonden in het onderzoek van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) lijken

¹⁴¹ Zie bijvoorbeeld Venniker (2000) en Donselaar, Erken en Klomp (2003) voor besprekingen van literatuur. Twee studies van Moretti (2002a, 2002b), die aangeven dat statische externaliteiten vooral bij hogere opleidingen van belang zouden kunnen zijn, vormen hier uitzonderingen.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

echter aanzienlijk hoger te zijn dan overeenkomt met het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde op basis van private rendementen op onderwijs. Dat zou verklaard kunnen worden uit statische en/of dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal. De auteurs merken zelf echter op dat de gevonden effecten in lijn zijn met de micro-economische literatuur over private rendementen op onderwijs. Aan de andere kant wordt aangegeven dat constante schaalopbrengsten in het totaal van fysiek en menselijk kapitaal (dat wil zeggen de productiefactoren exclusief ruwe arbeid) niet verworpen worden door de data. Dat wijst juist in de richting van een hogere elasticiteit voor menselijk kapitaal dan overeenkomt met het aandeel van arbeidsinkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde dan toe te schrijven is aan private rendementen op onderwijs. De outputelasticiteiten van menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en arbeid in fysieke zin (ruwe arbeid representerend) tezamen zouden in dat geval namelijk substantieel boven de 1 uitkomen. Daarmee blijft onduidelijk hoe de resultaten van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007) geïnterpreteerd kunnen worden in het licht van externaliteiten van menselijk kapitaal.

> Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: rekening gehouden met dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal via meerdere kanalen

In het empirisch onderzoek in hoofdstuk 7 zal zo veel mogelijk rekening worden gehouden met dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal via innovatie. Deels gebeurt dat impliciet via de invloed van R&D-kapitaal en ‘catching-up’, vanuit de gedachte dat menselijk kapitaal een belangrijke input is voor R&D en verdere innovatieprocessen die daaruit voortvloeien en daarnaast een belangrijke factor is voor de benutting van ‘catching-up’-potentieel. Daarnaast zal echter worden gezien of er ook apart interactie-effecten van de gemiddelde opleidingsduur te kwantificeren zijn bij de invloeden van R&D-kapitaal en ‘catching-up’. In de paragrafen 6.3.2 en 6.3.3 in combinatie met bijlage B6.2.5 wordt daar verder op ingegaan.

6.2.3 Invloed van arbeidsparticipatie en gewerkte uren

In het empirisch onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zal naast de gemiddelde opleidingsduur de arbeidsparticipatie (aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking) als verklarende variabele worden opgenomen om rekening te houden met de factor menselijk kapitaal. Tevens zal de invloed worden onderzocht van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Bij de laatste variabele zou het deels om een effect via de factor menselijk kapitaal kunnen gaan en deels om een rechtstreeks effect via de TFP. In de paragrafen 5.2 en 5.3 zijn de mogelijke negatieve invloeden van de arbeidsparticipatie en van het aantal gewerkte uren per persoon op de arbeidsproductiviteit al aan de orde gekomen. Ook is daar al aandacht geschonken aan empirisch onderzoek waarin negatieve effecten van de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon op de arbeidsproductiviteit zijn gevonden. Hier wordt nader ingegaan op empirische bevindingen in de literatuur. Verder wordt als statistische moeilijkheid besproken dat sprake is van een mogelijk wederkerig verband tussen het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsproductiviteit.¹⁴²

¹⁴² In onderstaande bespreking blijft de invloed van de arbeidsinzet (arbeidsparticipatie in combinatie met het aantal gewerkte uren per werkzame persoon) op de arbeidsproductiviteit via de kapitaalarbeidsverhouding (bij substitutie tussen kapitaal en arbeid of, dynamisch beschouwd, als een direct noemereffect bij een verandering in de werkgelegenheidsontwikkeling) buiten beschouwing, aangezien de kapitaalarbeidsverhouding al als aparte verklarende factor voorkomt bij de verklaring van

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Invloed van arbeidsparticipatie: Pomp (1998), Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006), Bourlès en Cette (2007) versus McGuckin en Van Ark (2005)

Een hogere arbeidsparticipatie kan samengaan met een hogere inzet van minder productieve arbeid, zodat hier sprake kan zijn van een additioneel effect van menselijk kapitaal op de arbeidsproductiviteit naast het algemene effect van het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking. In paragraaf 5.3 is al empirisch onderzoek van Pomp (1998) besproken, waarin op basis van loongegevens op microniveau wordt afgeleid dat de toename van het aandeel van lager betaalden in de totale werkgelegenheid in Nederland een negatief effect op de arbeidsproductiviteitsgroei zou hebben gehad van 0,2% per jaar over de periode 1985-1989 en 0,3%-punt per jaar over de periode 1989-1994.¹⁴³

De laatste jaren zijn er ook empirische onderzoeken op macroniveau beschikbaar gekomen waarin het effect van arbeidsparticipatie op de arbeidsproductiviteit is onderzocht. Prominent zijn onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007):

- Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) hebben in een panelanalyse voor 25 OECD-landen over de periode 1992-2000 het effect van de werkgelegenheidsgraad (aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking) op de arbeidsproductiviteit geschat. Uit de schattingsresultaten volgt dat een 1% hogere werkgelegenheidsgraad op langere termijn zou leiden tot een 0,50% lagere arbeidsproductiviteit (per gewerkt uur).
- In een soortgelijke panelanalyse voor 14 OECD-landen over de periode 1992-2001 vinden Bourlès en Cette (2007) een gematigder resultaat. Een verhoging van de werkgelegenheidsgraad met 1%-punt zou op langere termijn leiden tot een 0,43% lagere arbeidsproductiviteit (per gewerkt uur).

Tegenover deze onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007) staat onderzoek van McGuckin en Van Ark (2005) dat een ander beeld geeft. In panel-schattingen voor 36 landen over de perioden 1970-2002 en 1990-2002 vinden zij op korte termijn een elasticiteit van ongeveer $-0,2$ voor het effect van de arbeidsparticipatie. Op langere termijn zou het effect volgens de analyse van McGuckin en Van Ark (2005) echter naar nul tenderen. Als verklaring hiervoor wordt genoemd dat de geringere initiële vaardigheden van nieuwe werknemers na verloop van tijd kunnen verdwijnen door scholing, training en leereffecten 'on the job'.

Invloed van gewerkte uren per werkzame persoon: Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007)

Het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkzame persoon kan langs verschillende kanalen

de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. In het te bespreken onderzoek van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) is binnen de empirisch geschatte vergelijking apart rekening gehouden met een effect van de kapitaalarbeidsverhouding (zij het in beperkte mate), terwijl hier in de onderzoeken van Bourlès en Cette (2007) en McGuckin en Van Ark (2005) van is geabstraheerd. In de twee laatstgenoemde onderzoeken kunnen de gemeten effecten van de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon dus mede effecten omvatten die via de kapitaalarbeidsverhouding lopen.

¹⁴³ Een uitgebreidere rapportage van het onderzoek van Pomp (1998) is te vinden in het achterliggende onderzoeksrapport van het Centraal Planbureau (1998). Overigens schetst het Centraal Planbureau in een recentere analyse een gematigder beeld van het effect van arbeidsparticipatie op de arbeidsproductiviteit (Centraal Planbureau, 2004).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

een negatieve invloed hebben op de arbeidsproductiviteit. Zo geldt dat het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkzame persoon sterk beïnvloed wordt door het aandeel van deeltijdwerkers, dat in Nederland zeer hoog is in vergelijking met andere landen (zie paragraaf 5.2). Als minder productieve werknemers relatief vaak in deeltijd werken, heeft dit een opwaarts effect op de gemiddelde arbeidsproductiviteit per gewerkt uur. Een negatief effect op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid van de relatief hoge participatie in Nederland zou daarmee voor een groot deel gecompenseerd kunnen worden door een positief effect van het hoge aandeel deeltijdwerkers in Nederland. Het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking als resultante van deze twee tegen elkaar inwerkende factoren is dan ook relevanter in dit verband dan de arbeidsparticipatie of het aantal gewerkte uren per werkzame persoon afzonderlijk.

Naast een samenstellingseffect van het aandeel deeltijdwerkers op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid kan ook sprake zijn van een direct effect van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon op de arbeidsproductiviteit, via de TFP. Zo werkt een geringer aantal gewerkte uren per werkzame persoon rechtstreeks op positieve wijze door in de arbeidsproductiviteit als hierdoor minder vermoeidheid optreedt bij het werk, er harder wordt gewerkt in de beschikbare uren en/of er meer extra werk buiten de officiële uren wordt verricht. Dat zou zowel bij deeltijdwerk als bij een geringer aantal gewerkte uren per arbeidsjaar van belang kunnen zijn. Hier staat tegenover dat een geringer aantal gewerkte uren per werkzame persoon ook een negatief effect kan hebben op de arbeidsproductiviteit vanwege organisatorische aspecten zoals overdracht en afstemming van werkzaamheden.

In de onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007) is naast de invloed van de arbeidsparticipatie ook de invloed van het aantal gewerkte uren per werkzame personen op de arbeidsproductiviteit onderzocht. Uit de schattingsresultaten van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) is af te leiden dat een 1% hoger aantal gewerkte uren per werkzame persoon op langere termijn zou leiden tot een 0,37% lagere arbeidsproductiviteit per gewerkt uur. Het onderzoek van Bourlès en Cette (2007) levert als resultaat op dat een 1% hoger aantal gewerkte uren per werkzame persoon op langere termijn zou leiden tot een 0,42% lagere arbeidsproductiviteit per gewerkt uur.

Mogelijk wederkerig verband tussen arbeidsproductiviteit en gewerkte uren per werkzame persoon: McGuckin en Van Ark (2005) en Greenwood en Vandenbroucke (2005)

McGuckin en Van Ark (2005) vinden ook een sterk negatief verband tussen de ontwikkeling van het aantal gewerkte uren per persoon en de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. Zij verklaren de sterk negatieve elasticiteiten echter uit een simultaneiteitsprobleem (wederkerige causaliteit) bij de empirische schattingen: naarmate landen rijker worden, bestaat er een voorkeur bij werknemers om minder uren te gaan werken.

Greenwood en Vandenbroucke (2005) hebben zelfs drie kanalen beschreven waarlangs sprake kan zijn van een omgekeerd verband tussen de hoogte van de arbeidsproductiviteit en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon:

- Een hogere arbeidsproductiviteit verhoogt het (materiële) welvaartsniveau van werkenden via een hogere loonvoet. Die hogere loonvoet kan (via een inkomenseffect dat groter is

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

dan het substitutie-effect) leiden tot een voorkeur voor minder gewerkte uren ten gunste van meer vrije tijd.

- Daarnaast is de arbeidsproductiviteitsontwikkeling gerelateerd aan technologische ontwikkeling. Technologische ontwikkeling in huishoudelijke apparatuur geeft vrouwen meer tijd om aan het arbeidsproces deel te nemen. Aangezien vrouwen relatief vaak in deeltijd werken, kan langs dat kanaal sprake zijn geweest van een positieve invloed van technologische ontwikkeling op het aandeel van deeltijdwerkers binnen de werkende bevolking.
- Voorts kan technologische ontwikkeling in vrijetijdsapparatuur het nut van vrije tijd onder werkenden hebben verhoogd, waardoor ook langs dat kanaal sprake kan zijn van een negatieve invloed van technologische ontwikkeling op het aantal gewerkte uren per werkzame persoon.

Deze drie mechanismen bieden verklaringen voor de trendmatige daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon die internationaal zichtbaar is (zie hiervoor tabel B5.1 in bijlage B5.1 bij hoofdstuk 5).

Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: instrumentele variabelen voor gewerkte uren per werkzame persoon

Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 worden de werkgelegenheidsgraad en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon als verklarende variabelen opgenomen. Daarbij wordt sterk aangesloten bij de onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007). Een verschil met deze onderzoeken zal niettemin zijn dat tevens rekening wordt gehouden met een verband tussen het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsproductiviteit in omgekeerde richting. Het gebruik van instrumentele variabelen is een middel om daarvoor te controleren. De instrumentele variabelen dienen daarbij exogene invloeden op het aantal gewerkte uren per werkzame persoon weer te geven die niet gerelateerd zijn aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Een moeilijkheid is echter om hiervoor geschikte tijdreeksen te vinden, zoals ook wordt aangegeven door McGuckin en Van Ark (2005). Als grove benadering is ervoor gekozen om bij de empirische schattingen te werken met landenspecifieke trendvariabelen als instrumenten. Op die wijze kan binnen de ontwikkeling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon in de afzonderlijke landen een onderscheid worden gemaakt tussen een negatieve invloed van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling (en daaraan gerelateerd technologische ontwikkeling in huishoudelijke en vrijetijdsapparatuur) en een resterende exogene trendmatige ontwikkeling.

6.3 Verklaring van de TFP-ontwikkeling: R&D-kapitaal en ‘catching-up’

6.3.1 Verklaring van de TFP-ontwikkeling op basis van de ontwikkeling van R&D-kapitaal

Voor de modellering van de invloed van R&D-kapitaal op de TFP zal voor een belangrijk deel worden voortgebouwd op onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). Deze onderzoeken zijn invloedrijk in de literatuur en representeren in belangrijke mate de stand van de kennis op dit terrein bij schattingen op macroniveau. Deze onderzoeken worden als basis gehanteerd voor de modellering van de R&D-kapitaalvariabelen in de regressieanalyse. Afwijkend zal echter zijn dat bij de berekening van de voorraad R&D-kapitaal niet van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar wordt uitgegaan, maar van afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de wereldwijde

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

ontwikkeling van de R&D-uitgaven. Deze benadering heeft de kennisproductiefunctie uit de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995) als belangrijke theoretische grondslag en bouwt voort op de empirische benadering van R&D-kapitaal in het onderzoek van Bitzer (2005). In hoofdstuk 4 is dat uitgebreid besproken. Deze alternatieve berekeningswijze voor R&D-kapitaal heeft geen consequenties voor de verdere modellering van R&D-kapitaal in de te schatten empirische vergelijking. Die kan plaatsvinden langs de lijnen van de onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). Hieronder worden deze onderzoeken besproken.

Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004): logaritmische specificatie met binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal

In beide onderzoeken is in een panelanalyse voor een groot aantal OECD-landen de invloed van de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal onderzocht op de TFP-ontwikkeling bij bedrijven. In het onderzoek van Coe en Helpman (1995) betreft het een analyse voor 21 landen (20 OECD-landen en Israël) over de periode 1971-1990, in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) een analyse voor 16 OECD-landen over de periode 1980-1998. In beide onderzoeken wordt gewerkt met logaritmische specificaties, wat inhoudt dat de coëfficiënten elasticiteiten tot uitdrukking brengen.

Bij het berekenen van de voorraad R&D-kapitaal wordt door Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) een afschrijvingsvoet van 15% toegepast op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Coe en Helpman (1995) gaan in de hoofdtekst van hun artikel uit van een afschrijvingsvoet van 5%, maar presenteren in een appendix ook aanvullende schattingen waarbij van een afschrijvingsvoet van 15% is uitgegaan. Zowel Coe en Helpman (1995) als Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) houden rekening met R&D-spillovers uit het buitenland door naast binnenlands R&D-kapitaal buitenlands R&D-kapitaal op te nemen in de vergelijking. Bij Coe en Helpman (1995) wordt alleen binnenlands en buitenlands *privaat* R&D-kapitaal opgenomen in de vergelijking, terwijl Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) naast binnenlands en buitenlands *privaat* R&D-kapitaal ook binnenlands *publiek* R&D-kapitaal opnemen. Buitenlands publiek R&D-kapitaal blijft in beide onderzoeken buiten beschouwing.

Buitenlands R&D-kapitaal wordt in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) berekend door het binnenlands R&D-kapitaal in de andere landen van het onderzoek te wegen met invoer gewichten, die de aandelen van die landen weergeven in de totale invoer van het land waarvoor het buitenlands R&D-kapitaal wordt berekend. De gedachte hierachter is dat internationale spillovers van kennis gerelateerd zijn aan de handelsrelaties tussen landen, waarbij de invoer van producten een transmissiekanaal voor de spillovers vormt. Een alternatief dat in de literatuur vrij veel voorkomt om internationale spillovers te modelleren, is een benadering waarbij de spillovers afhankelijk worden geacht van de technologische afstand/gelijkenis tussen landen, gemeten aan de hand van patentmatrices. Deze methode is ontwikkeld door Jaffe (1986) en onder andere toegepast door Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) hebben hierbij gebruikgemaakt van gegevens over patenten die zijn toegekend door het Amerikaanse patentbureau USPTO (U.S. Patent and Trademark Office).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Rol van grootte en openheid van een economie: Coe en Helpman (1995) versus Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004)

Coe en Helpman (1995) maken bij de invloed van *binnenlands* R&D-kapitaal een onderscheid tussen G7-landen en niet-G7-landen. In de G7-landen zou de elasticiteit van binnenlands R&D-kapitaal voor de verklaring van de TFP aanzienlijk hoger zijn dan in de niet-G7-landen. Voor de G7-landen wordt een waarde van 0,23 gevonden voor deze elasticiteit, tegenover een waarde van 0,08 voor de niet-G7-landen. De hogere elasticiteit voor de G7-landen is als volgt te verklaren:

- Binnenlandse R&D vormt in de G7-landen een groter deel van de wereldwijde R&D.
- In de G7-landen lekt kennis minder sterk weg naar het buitenland. Door de grotere omvang van de G7-landen slaan de spillovers voor een groter deel in eigen land neer.
- Coe en Helpman (1995) wijzen er in een voetnoot op dat ook schaafeffecten een rol kunnen spelen, verband houdend met de complementariteiten die benut kunnen worden als R&D op een groter aantal gebieden plaatsvindt in eigen land. Grotere landen zouden meer van deze complementariteiten kunnen profiteren dan kleinere landen als spillovers op nationaal niveau, dat wil zeggen binnen landsgrenzen, sterker zijn dan internationaal over de landsgrenzen heen (Coe en Helpman, 1995, voetnoot 10).

Bij de invloed van *buitenlands* R&D-kapitaal speelt de grootte van een land ook een rol in het onderzoek van Coe en Helpman (1995), maar dan via de hoogte van de invoerquote. Internationale handel zou een belangrijk transmissiekanaal kunnen zijn voor de omvang van spillovers uit het buitenland. Aangezien kleine landen een hogere invoerquote hebben dan grote, zou dit ook betekenen dat kleine (open) economieën meer profiteren van buitenlandse spillovers dan grote (relatief gesloten) economieën. Daarnaast zou een toename van de internationale handel ook tot meer buitenlandse spillovers kunnen leiden. Coe en Helpman (1995) vinden een sterk positief effect van de hoogte van de invoerquote op de invloed van buitenlands R&D-kapitaal. Voor Nederland volgt bij de invoerquote in 1990 (het meest recente jaar in het onderzoek van Coe en Helpman (1995)) een elasticiteit van 0,16 voor de invloed van buitenlands R&D-kapitaal. Voor de Verenigde Staten en Japan komt deze op 0,03 uit.

Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) maken geen onderscheid tussen grote en kleine landen bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal. Bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal wordt wel de rol van de omvang van de economie onderzocht. Daarvoor wordt in de analyse van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) niet de invoerquote gebruikt, maar de omvang van de toegevoegde waarde. Er wordt een significant negatief effect van de omvang van de economie gevonden op de invloed van buitenlands R&D-kapitaal op de TFP-ontwikkeling, dat in kwantitatief opzicht echter zeer klein is.¹⁴⁴ Daarnaast vinden Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) ook een groter effect van buitenlands R&D-kapitaal naarmate de binnenlandse (private) R&D-intensiteit hoger is, hetgeen aangeeft dat eigen onderzoekscapaciteit belangrijk is om buitenlandse technologie goed te kunnen benutten. Door zelf substanti-

¹⁴⁴ Bij de elasticiteit voor buitenlands R&D-kapitaal wordt een logaritmisch interactie-effect van de omvang van de toegevoegde waarde in het bedrijfsleven gevonden met een langetermijncoëfficiënt van $-0,015$. Dat houdt bijvoorbeeld in dat een twee keer zo grote omvang van de toegevoegde waarde een negatief effect op de elasticiteit voor buitenlands R&D-kapitaal zou hebben van $-0,01$ ($= -0,015 \ln(2)$). Bij een twintig keer zo grote omvang zou het negatieve effect op de elasticiteit voor buitenlands R&D-kapitaal $-0,04$ ($= -0,015 \ln(20)$) bedragen.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

eel aan R&D te doen, kan buitenlandse kennis beter worden benut voor de eigen innovatieprocessen ('two faces of R&D'; Cohen en Levinthal, 1989).

Rol van publiek R&D-kapitaal naast privaat R&D-kapitaal: Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) en Khan en Luintel (2006)

Zowel Coe en Helpman (1995) als Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) vinden sterke effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal op de TFP-ontwikkeling in een land, maar de concrete vormgeving van de geschatte vergelijkingen verschilt sterk in beide onderzoeken. Aansprekend in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) is dat er bij het belang van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal een duidelijk onderscheid naar voren komt tussen kleine open economieën zoals Nederland en grote meer gesloten economieën zoals de Verenigde Staten. Het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) heeft als waardevol aspect dat bij binnenlands R&D-kapitaal rekening wordt gehouden met zowel private als publieke R&D. Voor publieke R&D vinden zij zelfs een coëfficiënt die ruim hoger is dan voor private R&D. De gevonden elasticiteit voor privaat R&D-kapitaal bedraagt 0,13, terwijl deze voor publiek R&D-kapitaal 0,17 is. Dit is verrassend te noemen, omdat een deel van de publieke R&D niet direct op technologische kennisontwikkeling bij bedrijven is gericht (denk bijvoorbeeld aan taal- en cultuurwetenschappen of aan economische en juridische wetenschappen) en publieke R&D over het algemeen minder sterk is gericht op commerciële toepassingen dan private R&D.

In empirisch onderzoek van Khan en Luintel (2006) is een belangrijke rol van publiek R&D-kapitaal voor de TFP-ontwikkeling bevestigd. Zij hebben panelschattingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling uitgevoerd voor 16 OECD-landen over de periode 1980-2002. Bij de schattingen is rekening gehouden met heterogeniteit tussen landen door bij de elasticiteiten gemiddelde waarden van verklarende variabelen over de volledige schattingsperiode als interactietermen op te nemen. Voor de 16 OECD-landen gemiddeld zijn langetermijnelasticiteiten van 0,17 en 0,21 gevonden voor respectievelijk privaat en publiek binnenlands R&D-kapitaal. Voor Nederland komen deze langetermijnelasticiteiten uit op respectievelijk 0,14 en 0,22. Bij buitenlands R&D-kapitaal is in het onderzoek van Khan en Luintel (2006) alleen rekening gehouden met private R&D. Voor zowel de 16 OECD-landen gemiddeld als voor Nederland afzonderlijk wordt voor privaat buitenlands R&D-kapitaal een langetermijnelasticiteit gevonden van 0,06. Dat is sterk lager dan in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004), waar deze elasticiteit op een (zeer hoge) waarde van ongeveer 0,45 uitkomt.

De relatief sterke effecten die Guellec en van Pottelsberghe (2001, 2004) en Khan en Luintel (2006) hebben gevonden van publiek R&D-kapitaal, staan in contrast tot een resultaat in eerder onderzoek van Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001). In dat onderzoek, dat als een uitgebreidere versie van het eerder besproken onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) kan worden beschouwd, werd gevonden dat een verhoging van de private R&D-uitgaven met 0,1% van het bruto binnenlands product op lange termijn een positief effect op het volume van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking zou hebben van 1,2%. Voor het effect van de publieke R&D-intensiteit werd echter een sterk significante negatieve elasticiteit gevonden. Het is niet duidelijk hoe dat resultaat verklaard kan worden.¹⁴⁵

¹⁴⁵ De auteurs wijzen op een mogelijk verdringingseffect van publieke R&D op private R&D. Met de

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: voortbouwen op de hiervoor besproken studies, maar met een alternatieve afschrijvingsmethodiek voor R&D-kapitaal

In de empirische analyse in hoofdstuk 7 zal voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling aan de hand van R&D-kapitaalvariabelen het sterkst worden voortgebouwd op de benadering van Coe en Helpman (1995). Zo wordt de invloed van de grootte c.q. openheid van de economie gemodelleerd in lijn met Coe en Helpman (1995):

- Bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal wordt echter geen binair onderscheid gemaakt tussen G7- en niet-G7-landen. Er zal een gedifferentieerd onderscheid worden aangebracht tussen de landen door het aandeel van het binnenlandse R&D-kapitaal in de totale hoeveelheid R&D-kapitaal in de 20 landen van het onderzoek op te nemen als interactievariabele bij het binnenlandse R&D-kapitaal.
- Bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal wordt de invoerquote opgenomen als interactievariabele. Daarbij zal de invoerquote in reële termen worden uitgedrukt als volume van de invoer in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product. Coe en Helpman (1995) gaan eenvoudigweg uit van de nominale invoer in verhouding tot de nominale omvang van het bruto binnenlands product. Met de invoerquote op basis van volumebedragen wordt een betere weergave verkregen van het gewicht van internationale handel (in casu invoer) binnen de nationale economie als transmissiekanaal voor spillovers van buitenlandse kennis. Zie paragraaf B6.2.6 van bijlage B6.2 voor een toelichting.
- De ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal zal in lijn met het onderzoek van Coe en Helpman (1995) worden berekend door de ontwikkeling van binnenlands R&D kapitaal in de 19 andere OECD-landen te wegen op basis van invoeraandelen. Aanvullend daarop zal bij de ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal rekening worden gehouden met verschuivingen van handelspatronen qua kennisintensiteit van de invoer. In paragraaf B6.2.3 van bijlage B6.2 wordt de gevolgde methodiek verder besproken.

In overeenstemming met de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) en Khan en Luintel (2006) wordt een onderscheid gemaakt tussen privaat en publiek R&D-kapitaal. Dit onderscheid wordt bij zowel binnenlands als buitenlands R&D-kapitaal gemaakt. Verder zal bij publiek R&D-kapitaal in aanvullende schattingen nog een onderscheid worden aangebracht tussen R&D-kapitaal bij hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal bij researchinstellingen. Ook zal in navolging van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal worden nagegaan of er een interactie-effect kan worden vastgesteld van de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit in een land, met het oog op het belang van eigen R&D voor de benutting (absorptie) van buitenlandse kennis.

De berekening van binnenlands R&D-kapitaal zal plaatsvinden in lijn met de benadering van Bitzer (2005), volgens de methodiek die al toegepast is bij de theoretische simulaties in paragraaf 4.3. Daar is aan de orde gekomen dat een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar via een formule te vertalen is naar een lineaire afschrijvingsvoet die kan worden toegepast op de lopende R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau. Daarbij dient te worden uitgegaan van een basispad voor de groei van de R&D-uitgaven op het wereldwijde

omvang van private R&D wordt echter afzonderlijk rekening gehouden in de uitgevoerde regressie. Eventueel zou sprake kunnen zijn van een opwaarts effect op de kosten van private R&D, waar niet voor wordt gecontroleerd bij de R&D-uitgaven van bedrijven als percentage van het bruto binnenlands product (op basis van nominale bedragen) als verklarende variabele.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

niveau en van een afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar die daarbij van toepassing is. Net als in paragraaf 4.3 wordt hier gekozen voor de gemiddelde jaarlijkse groei van het volume van de R&D-uitgaven in de periode 1969-2006 in het totaal van de 20 OECD-landen die in de empirische analyse zijn opgenomen. Op twee decimalen afgerond bedroeg die gemiddelde groei: 2,43%. Verder wordt een afschrijvingsvoet van 15% op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar als uitgangspunt genomen. Die afschrijvingsvoet van 15% wordt veel gehanteerd in de literatuur en wordt bijvoorbeeld ook door Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) gebruikt. Uit een literatuurbespreking van Mead (2007) blijkt dat deze ‘conventionele’ afschrijvingsvoet (Griliches, 2000, blz. 54; zie paragraaf 4.2) goed te onderbouwen is op grond van empirische schattingen van de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in diverse onderzoeken. Als te hanteren lineaire afschrijvingsparameter volgt dan een waarde van 0,861 uit de in paragraaf 4.3 afgeleide formule: $15/(15+2,43) = 0,861$.

Die afschrijvingsparameter wordt bij de berekening van R&D-kapitaal gebruikt om de afschrijvingen op R&D-kapitaal in individuele landen lineair afhankelijk te maken van het volume van de R&D-uitgaven in het totaal van de 20 OECD-landen. Verondersteld wordt dat per euro R&D in het totaal van die 20 landen een afschrijving op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar in die 20 landen plaatsvindt van 86,1 eurocent. Die afschrijving wordt over de 20 afzonderlijke landen verdeeld in overeenstemming met de aandelen die de afzonderlijke landen hebben in de voorraad R&D-kapitaal van de 20 landen tezamen in het voorgaande jaar. Hierbij wordt een onderscheid gemaakt tussen privaat en publiek R&D-kapitaal. Verondersteld wordt dat private R&D-uitgaven leiden tot veroudering van privaat R&D-kapitaal en dat publieke R&D-uitgaven leiden tot veroudering van publiek R&D-kapitaal (zonder daarbij een verder onderscheid te maken tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen). In paragraaf B6.2.3 van bijlage B6.2 wordt de werkwijze nader toegelicht.

6.3.2 Rol van menselijk kapitaal bij de invloed van R&D-kapitaal op de TFP

In de empirische analyse zal ook worden nagegaan of er een rol van menselijk kapitaal kan worden vastgesteld bij het effect van de R&D-kapitaalvariabelen op de TFP. Op die wijze wordt rekening gehouden met het belang van menselijk kapitaal voor innovatie en daarmee de TFP-ontwikkeling. In paragraaf 6.2.2 is al vermeld dat in dit verband wordt gesproken over dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal (Venniker, 2000). Nelson en Phelps (1966) wezen al op de mogelijkheid van externaliteiten van menselijk kapitaal via innovatie: “*If innovations produce externalities, because they show the way to imitators, then education – by its stimulation of innovation – also yields externalities.*” (blz. 75).

Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: gemiddelde opleidingsduur als interactieterm bij de voorraad binnenlands R&D-kapitaal

Met dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal wordt al grotendeels rekening gehouden via de R&D-kapitaalvariabelen, omdat menselijk kapitaal een belangrijke inputfactor is voor R&D en de verdere innovatieprocessen bij bedrijven. Het is bij empirische schattingen niet goed mogelijk om het belang van menselijk kapitaal als inputfactor voor R&D/innovatie te scheiden van de effecten van R&D-kapitaal (Donselaar, Erken en Klomp, 2003, blz. 77-80 en 164). Wel kan rekening worden gehouden met complementariteit tussen R&D/innovatie en menselijk kapitaal, mede vanwege het belang van menselijk kapitaal voor benutting van de

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

resultaten van R&D voor daadwerkelijke innovaties. Dit is bijvoorbeeld theoretisch uitgewerkt door Sjögren (1998) en Redding (1996), maar het is nog niet gangbaar om dit te modelleren in een empirische vergelijking.¹⁴⁶ In het empirisch onderzoek in hoofdstuk 7 wordt hiertoe een aanzet gegeven door de gemiddelde opleidingsduur als interactieterm op te nemen bij de voorraad binnenlands R&D-kapitaal. Hierbij wordt uitgegaan van de gemiddelde opleidingsduur gedurende de opbouw van het R&D-kapitaal via R&D-inspanningen over een langere periode. Op deze wijze wordt er rekening meegehouden dat het (te verklaren) TFP-niveau afhankelijk is van gecumuleerde R&D/innovatie-inspanningen in het verleden, waarvoor de gemiddelde opleidingsduur relevant is die van jaar tot jaar heeft gegolden bij de R&D/innovatie-inspanningen.

Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: gemiddelde opleidingsduur als interactieterm bij de voorraad buitenlands R&D-kapitaal

Daarnaast wordt in de empirische schattingen nagegaan of er een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur traceerbaar is bij de voorraad buitenlands R&D-kapitaal, in verband met een mogelijk rechtstreeks effect van menselijk kapitaal op de absorptie van buitenlandse kennis via de ontwikkeling van de voorraad buitenlands R&D-kapitaal.¹⁴⁷ Een mogelijk interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur zal verder worden onderzocht bij het ‘catching-up’-mechanisme, dat eveneens betrekking heeft op de absorptie van buitenlandse kennis. Dat komt hieronder verder aan de orde bij de behandeling van het ‘catching-up’-mechanisme.

Beperking van gemiddelde opleidingsduur als variabele voor menselijk kapitaal in relatie tot innovatie

Vooraf dient te worden opgemerkt dat de gemiddelde opleidingsduur een algemene indicator is voor menselijk kapitaal, die het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking representeert. Een directe maatstaf voor het aandeel van kenniswerkers zou wellicht een betere indicator zijn voor het meten van dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal. Hierbij kan bijvoorbeeld gedacht worden aan de kern van het wetenschappelijk en technologisch arbeidspotentieel (zie bijvoorbeeld Centraal Bureau voor de Statistiek, 2007). Voor een directere indicator zijn echter geen lange tijdreeksen beschikbaar (voor de periode 1970-2006). Verder geldt dat cijfers over het wetenschappelijk en technologisch arbeidspotentieel alleen voor EU-landen beschikbaar zijn. Als de gemiddelde opleidingsduur een te algemene indicator is voor het meten van dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal, dan worden deze niet nader geïdentificeerd meegenomen in de schatting van de effecten van R&D-kapitaal op de TFP-ontwikkeling.

¹⁴⁶ Griffith, Redding en van Reenen (2004) hebben in het empirisch onderzoek ter verklaring van de TFP-groei dat in paragraaf 4.5 is besproken (en verder in paragraaf 6.3.3 aan de orde komt) in een aanvullende regressie het aandeel hooggeschoolden als interactieterm opgenomen bij de R&D-intensiteit als verklarende variabele. Dat leverde geen significant resultaat op. Wel is een significant effect gevonden van het aandeel hooggeschoolden als zelfstandige variabele, naast een significant interactie-effect van het aandeel hooggeschoolden bij ‘catching-up’. Zowel het interactie-effect van het aandeel hooggeschoolden bij ‘catching-up’ als het directe effect van het aandeel hooggeschoolden zou hierbij op dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal duiden.

¹⁴⁷ Engelbrecht (1997) heeft dat eerder gedaan, maar daarbij geen significant effect gevonden.

6.3.3 ‘Catching-up’

Zoals in paragraaf 4.5 is besproken, kan aanvullend op verklaring van de TFP-ontwikkeling aan de hand van R&D-kapitaalvariabelen rekening worden gehouden met een ‘catching-up’-mechanisme. In de onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) komt geen ‘catch-up’-variabele voor. In andere analyses wordt daar vaak wel aandacht aan besteed. In paragraaf 4.5 is onderzoek van Griffith, Redding en Van Reenen (2004) besproken waarin de invloed van ‘catching-up’ op de TFP-groei uitgebreid is onderzocht in een panelanalyse voor 12 landen op het niveau van industriële sectoren. Naast een algemeen ‘catching-up’-effect zijn daarin positieve effecten van de eigen R&D-intensiteit en van het aandeel hooggeschoolden als indicator voor menselijk kapitaal gevonden op de sterkte van het ‘catching-up’-effect. In hoofdstuk 7 zal bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling naast R&D-kapitaal rekening worden gehouden met een ‘catch-up’-mechanisme. Daarbij zal ook worden nagegaan of in lijn met de resultaten van Griffith, Redding en Van Reenen (2004) versterkende (interactie-)effecten bij ‘catching-up’ kunnen worden gevonden van de hoeveelheid binnenlands R&D-kapitaal in verhouding tot de omvang van de economie en van de gemiddelde opleidingsduur.

Moelijkheden bij meting van de technologische afstand tussen landen

In het verleden zijn diverse studies verschenen waarin bij de modellering van ‘catching-up’ de technologische afstand tussen landen werd gemeten aan de hand van het arbeidsproductiviteitsniveau per werkzame persoon of (breder) het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking.¹⁴⁸ Een nadeel van het uitgaan van het arbeidsproductiviteitsniveau per werkzame persoon is dat het aantal gewerkte uren per werkzame persoon hier volledig in doorwerkt in vergelijking met de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur. De arbeidsproductiviteit per werkzame persoon is namelijk gelijk aan de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur vermenigvuldigd met het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Als het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking als uitgangspunt wordt genomen, werkt zelfs het totaal aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking volledig door in de indicator in vergelijking met de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur. Het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking is immers gelijk aan de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur vermenigvuldigd met het aantal gewerkte uren per hoofd van de bevolking.

Het arbeidsproductiviteitsniveau per gewerkt uur zou in beginsel een betere indicator kunnen zijn voor het technologisch ontwikkelingsniveau, maar is in de praktijk niet gemakkelijk bruikbaar. Zo geldt bijvoorbeeld dat het arbeidsproductiviteitsniveau per gewerkt uur in Nederland de laatste jaren ongeveer even hoog is als in de Verenigde Staten, terwijl de Verenigde Staten veel meer als een technologisch leider te boek staat dan Nederland (zie paragraaf 5.2.2 voor referenties). Een verklaring hiervoor kan zijn dat het aantal gewerkte uren per werkzame persoon (en in verhouding tot de omvang van de bevolking) in Nederland veel lager is dan in de Verenigde Staten, zoals in paragraaf 5.2.2 is besproken. Dit zou ook kunnen

¹⁴⁸ Zie bijvoorbeeld Dowrick en Rogers (2002) en Frantzen (2000) voor een ‘catch-up’-variabele op basis van het arbeidsproductiviteitsniveau per werkzame persoon. Zie bijvoorbeeld Engelbrecht (1997) en Fagerberg en Verspagen (2002) voor een ‘catch-up’-variabele op basis van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking. In het laatstgenoemde onderzoek is de ‘catch-up’-variabele gebruikt in een vergelijking ter verklaring van de economische groei in plaats van de TFP- of de arbeidsproductiviteitsgroei.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

verklaren dat de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur in bijvoorbeeld België en Frankrijk relatief hoog is. Daar is het aantal gewerkte uren (per werkzame persoon en per hoofd van de bevolking) ook veel lager dan in de Verenigde Staten (zie bijlage B5.1). Het in vergelijking met andere landen zeer hoge arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen kan daarnaast verklaard worden uit inkomsten uit oliewinning, die als toegevoegde waarde van de sector delfstoffenwinning een belangrijke bijdrage leveren aan het arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen (zoals al werd aangegeven in paragraaf 5.2.2).

Griffith, Redding en Van Reenen (2004) gaan in hun onderzoek ter verklaring van de TFP-groei in industriële sectoren uit van een ‘catch-up’-term die gebaseerd is op TFP-niveauperhoudingen tussen landen. Hierbij gaan zij bij de berekening van de TFP uit van een arbeidsinzet uitgedrukt in gewerkte uren. Daarmee wordt aangesloten bij het begrip arbeidsproductiviteit per gewerkt uur, zij het dat Griffith, Redding en Van Reenen (2004) daarbij corrigeren voor de inzet van kapitaal per eenheid arbeid en ook (enigszins) rekening houden met de factor menselijk kapitaal door bij de inzet van arbeid productiewerkers en niet-productiewerkers te onderscheiden en de ontwikkeling hiervan te wegen op basis van de aandelen van deze twee typen arbeid in de loonsom. Het TFP-niveau biedt in principe een betere weergave van het technologisch ontwikkelingsniveau dan de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur, maar ook bij deze indicator geldt dat deze negatief samen kan hangen met het aantal gewerkte uren (per hoofd van de bevolking). Voorts staat deze indicator ook onder invloed van specifieke zaken zoals de inkomsten uit oliewinning in Noorwegen.

Benadering bij uit te voeren empirisch onderzoek in hoofdstuk 7: modellering van de technologische afstand tussen landen op twee elkaar aanvullende wijzen

In de empirische analyse in hoofdstuk 7 zal de technologische afstand tussen landen op twee manieren worden gemodelleerd:

- Ten eerste wordt dat gedaan op basis van productiviteitsverhoudingen tussen landen. Daarbij zal het arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van de Verenigde Staten als (veronderstelde) technologische leider binnen de empirische schattingen worden gecorrigeerd voor invloeden van de kapitaalarbeidsverhouding, het gemiddelde opleidingsniveau, het aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en inkomsten uit oliewinning in Noorwegen. Voor deze correcties worden coëfficiënten gebruikt zoals die binnen de schattingen over de tijd simultaan gevonden worden op andere plaatsen binnen de te schatten vergelijkingen. Met de invloed van inkomsten uit oliewinning in Noorwegen wordt rekening gehouden door specifiek voor Noorwegen de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie als verklarende variabele te hanteren.
- Daarnaast wordt een directe maatstaf gebruikt voor het technologisch ontwikkelingsniveau van een land, namelijk een variabele die een gecumuleerde hoeveelheid toegekende Amerikaanse patenten weergeeft (gecorrigeerd voor afschrijvingen in verband met veroudering van kennis) in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking.

De eerstgenoemde methode is eerder in minder vergaande vorm toegepast door De la Fuente en Doménech (2000). Zij namen binnen een vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei in 21 OECD-landen een ‘catch-up’-term op die het relatieve TFP-niveau van een individueel land ten opzichte van de Verenigde Staten representeert. Voor de kapitaalarbeids-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

verhouding en de gemiddelde opleidingsduur zijn coëfficiënten geschat die simultaan 1) het effect van de groei van deze variabelen weergeven op de arbeidsproductiviteitsgroei en 2) het arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van de Verenigde Staten corrigeren voor de invloed van niveauverschillen ten opzichte van de Verenigde Staten bij de kapitaalarbeidsverhouding en de gemiddelde opleidingsduur.

De eerstgenoemde methode is geavanceerd, maar zal naar verwachting een imperfecte maatstaf opleveren voor de technologische afstand tussen landen. In het gecorrigeerde arbeidsproductiviteitsniveau dat bij die methode resulteert, komt namelijk meer tot uitdrukking dan alleen het technologisch ontwikkelingsniveau van een land, bijvoorbeeld ook door de mate van kostenefficiëntie in productieprocessen, training van werknemers (voor zover deze niet vertegenwoordigd wordt door de gemiddelde opleidingsduur; zie in dit verband paragraaf 5.4) en de mate waarin sprake is van een ondernemende cultuur om technologische kennis om te zetten in nieuwe en verbeterde producten. Daarom wordt voor het meten van de technologische afstand ook een directe maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau gebruikt op basis van het aantal toegekende Amerikaanse patenten. Daarmee wordt aangesloten bij het in de paragrafen 3.3 en 3.4 besproken empirisch onderzoek van Porter en Stern (2000), waarin de hoeveelheid technologische kennis in een land wordt benaderd aan de hand van (over de tijd) gecumuleerde aantallen toegekende Amerikaanse patenten.¹⁴⁹

Analoog aan de berekening van R&D-kapitaal wordt een technologische kennisvoorraad geconstrueerd door aantallen toegekende Amerikaanse patenten (met een 'lead' van drie jaar) over de tijd te cumuleren en daarbij rekening te houden met afschrijvingen in verband met veroudering van kennis. Net als bij de berekening van R&D-kapitaal worden de afschrijvingen vanwege veroudering van kennis bepaald door deze afhankelijk te maken van de wereldwijde hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis, waarvoor in dit geval het wereldwijde aantal toegekende Amerikaanse patenten (in jaar $t+3$) als maatstaf wordt genomen. De technologische kennisvoorraad die op deze wijze voor de verschillende landen wordt berekend, wordt vervolgens in verhouding geplaatst tot de omvang van de beroepsbevolking om de technologische positie van een land ten opzichte van de andere landen te bepalen. De Verenigde Staten komt daarbij als technologische leider naar voren, de laatste jaren samen met Japan.

Deze maatstaf voor de technologische afstand tussen landen heeft eveneens beperkingen. Aantallen toegekende patenten bieden geen volledig beeld van de technologische ontwikkelingsniveaus van land, omdat deze alleen betrekking hebben op inventies (uitvindingen) waarop patenten zijn verkregen en niet op het bredere geheel van innovaties. Bovendien is een beperking dat wordt uitgegaan van toegekende Amerikaanse patenten, die voor het ene land be-

¹⁴⁹ Er wordt ook aangesloten bij onderzoeken van Rensman en Kuper (2000) en Rensman (2006, hfst. 4 en 5), waarin de technologische afstand tussen landen bij 'catching-up' eveneens op basis van patentcijfers is gemodelleerd (onder andere met gebruikmaking van data voor gecumuleerde toegekende Amerikaanse patenten). De technische uitwerkingen hiervan in deze onderzoeken verschillen echter van de uitwerking die in dit proefschrift wordt gehanteerd. Zo wordt de technologische positie van een land in dit proefschrift bepaald aan de hand van gecumuleerde aantallen patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking, terwijl in de onderzoeken van Rensman en Kuper (2000) en Rensman (2006, hfst. 4 en 5) is uitgegaan van absolute aantallen (aangevraagde of toegekende) patenten.

langrijk zijn dan voor het andere vanwege verschillen in het belang van de Amerikaanse markt tussen landen. Wel zijn de data voor de toegekende Amerikaanse patenten aan ingezetenen van de Verenigde Staten gecorrigeerd voor een ‘thuisvoordeel’ van de Verenigde Staten door bij de Verenigde Staten uit te gaan van patenten op vindingen waarvoor ook in ten minste één ander land een patent is verkregen (zie hierover verder paragraaf B6.2.4 van bijlage B6.2).

In aanvulling op elkaar kunnen de beide hierboven genoemde benaderingen het ‘catching-up’-mechanisme mogelijk goed weergeven, ondanks de beperkingen die aan beide benaderingen afzonderlijk zijn verbonden voor het modelleren van de technologische afstand tussen landen. In paragraaf B6.2.5 van bijlage B6.2 wordt verder besproken hoe de ‘catch-up’-variabelen op basis van beide methoden zijn vormgegeven. Daar zal ook uiteen worden gezet hoe ‘catch-up’-termen voor vergelijkingen ter verklaring van de productiviteitsgroei kunnen worden omgezet naar variabelen die gebruikt kunnen worden bij de verklaring van de ontwikkeling van de productiviteit uitgedrukt in *niveaus*, inclusief de R&D-kapitaalintensiteit en de gemiddelde opleidingsduur als interactievariabelen.

6.4 Verklaring van de TFP-ontwikkeling: andere variabelen

Naast de in paragraaf 6.3 genoemde variabelen (betrekking hebbend op R&D-kapitaal en ‘catching-up’) wordt met diverse andere variabelen rekening gehouden die van belang kunnen zijn voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling. Deze variabelen volgen uit eerder empirisch onderzoek naar de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, uit ‘common sense’ en een verscheidenheid aan andere literatuur (zowel kwalitatief als empirisch), onder andere op het terrein van innovatie en ondernemingsklimaat. Er zijn zo veel mogelijk relevante factoren gekozen die met lange tijdreeksen kunnen worden benaderd. Hieronder volgt een bespreking van deze factoren en de bijbehorende variabelen in een tamelijk willekeurige volgorde. Voor een deel zijn de te hanteren variabelen mede van invloed op de R&D-uitgaven van bedrijven. Bij de empirische schattingen zijn echter de effecten van belang die van de variabelen uitgaan op de TFP bij een gegeven hoeveelheid R&D-kapitaal, aangezien R&D-kapitaal al als verklarende factor voorkomt binnen de te schatten empirische vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

6.4.1 Sectorstructuur

De vraag kan gesteld worden welke invloed de sectorstructuur heeft op de TFP-ontwikkeling. Als eerste kan daarbij gedacht worden aan een invloed van de sectorstructuur op de R&D-uitgaven van bedrijven, die via de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven doorwerkt in de TFP-ontwikkeling.¹⁵⁰ De invloed van R&D-kapitaal op de TFP-ontwikkeling wordt bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling echter al rechtstreeks onderzocht door het opnemen van R&D-kapitaalvariabelen in de te schatten vergelijking. Verder wordt de invloed die de sectorstructuur op de R&D-uitgaven van bedrijven

¹⁵⁰ Zie bijvoorbeeld Erken en Ruiters (2008), Haveman en Donselaar (2008) en Van Stel e.a. (2011) voor directe kwantificeringen van het effect van de Nederlandse sectorstructuur op de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland in vergelijking met andere landen op basis van sectordata voor de R&D-uitgaven en de toegevoegde waarde in een groot aantal OECD-landen. Hieraan wordt verder aandacht geschonken in de paragrafen 6.5.5 en 8.4.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

heeft, afzonderlijk onderzocht bij de empirische schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven (zie paragraaf 6.5.5).¹⁵¹

De invloed die van de sectorstructuur uitgaat op de R&D-uitgaven van bedrijven, geeft wel zicht op een mechanisme dat van belang is om de invloed van de sectorstructuur op de TFP te analyseren bij een gegeven voorraad R&D-kapitaal. Een belangrijke achtergrond voor de invloed van de sectorstructuur op de R&D-uitgaven van bedrijven is dat in de ene sector de mogelijkheden voor technologische innovatie groter zijn dan in de andere.¹⁵² Naarmate de mogelijkheden voor technologische innovatie groter zijn, kan meer rendement behaald worden op R&D-investeringen. In dit verband wordt in de literatuur gesproken over ‘technological opportunity’ (in navolging van Scherer (1965)).¹⁵³ Hightech- en mediumhightechsectoren met relatief grote mogelijkheden voor technologische innovatie kunnen hierbij onderscheiden worden van lowtech- en mediumlowtechsectoren, waar die mogelijkheden voor technologische innovatie over het algemeen geringer zijn.

Hieruit vloeit voort dat hightech- en mediumhightechsectoren van belang geacht kunnen worden voor de mogelijkheden om kennis ontwikkeld op basis van R&D te benutten voor innovatie. Met andere woorden: bij een gegeven hoeveelheid R&D-kapitaal zou een hogere TFP behaald kunnen worden naarmate het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de economie van een land groter is. Vanuit deze gedachte wordt bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling de volgende sectorstructuurvariabele opgenomen: het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product van een land in verhouding tot de R&D-kapitaalintensiteit van een land.¹⁵⁴ De R&D-kapitaalintensiteit is hierbij gedefinieerd als de totale voorraad R&D-kapitaal (publiek en privaat) in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product.

Door het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in verhouding te plaatsen tot de

¹⁵¹ Bij de empirische schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven wordt de invloed van de sectorstructuur op de R&D-uitgaven op een globale wijze onderzocht in vergelijking met de directe (verfijnde) kwantificeringen waar in de vorige voetnoot op werd gewezen.

¹⁵² Daarnaast kan kennis opgebouwd met R&D in de ene sector beter worden toegeëigend dan in de andere (met name via patenten) en is in de ene sector de vraagzijde van de markt stimulerender voor R&D dan in de andere (denk aan de omvang van afzetmarkten en de mate van concurrentie, vooral internationaal). Dat zijn andere factoren die relatief hoge R&D-uitgaven in hightech- en mediumhightechsectoren kunnen verklaren (in lijn met Cohen en Levin, 1989).

¹⁵³ In lijn met het bovenstaande wordt in empirisch onderzoek van O’Mahony en Vecchi (2009) op individueel bedrijfsniveau (met data voor individuele bedrijven in vijf grote OECD-landen over de periode 1988-1997) gevonden dat de outputelasticiteit van R&D-kapitaal bij bedrijven in R&D-intensieve sectoren groter is dan bij bedrijven in niet-R&D-intensieve sectoren. Ook wijzen de resultaten van het onderzoek erop dat bedrijven in R&D-intensieve sectoren meer profiteren van R&D-spillovers.

¹⁵⁴ Binnen de classificaties van de OECD en Eurostat bestaan hightech- en mediumhightechsectoren uit sectoren die relatief R&D-intensief zijn (OECD, 1999, blz. 106; OECD, 2006, blz. 206; Eurostat, 2010, blz. 246-247). Binnen de OECD-classificatie betreft het alleen industriële sectoren. Binnen de Eurostatclassificatie worden ook enkele hightechdienstensectoren onderscheiden. We beperken ons in de empirische analyse tot het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product volgens de OECD-classificatie.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

R&D-kapitaalintensiteit, wordt (op globale wijze) gecorrigeerd voor een indirecte invloed van de voorraad R&D-kapitaal op de sectorstructuur via de technologische concurrentiepositie van een land.¹⁵⁵ Ook wordt hiermee (op globale wijze) gecorrigeerd voor een omgekeerde invloed van de sectorstructuur op de voorraad R&D-kapitaal via de omvang van de R&D-uitgaven. Indien als variabele voor de sectorstructuur eenvoudigweg het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product van een land wordt gekozen, zou deze in sterke mate de omvang van de hoeveelheid R&D-kapitaal kunnen representeren. In dat geval zou de sectorstructuurvariabele bij de empirische schattingen niet meer goed te onderscheiden zijn van de variabelen voor het binnenlandse R&D-kapitaal.

In paragraaf 6.3.3 is al besproken dat specifiek voor Noorwegen nog een andere sectorstructuurvariabele zal worden gehanteerd: de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie. Die variabele dient om rekening te houden met de sterk toegenomen inkomsten uit oliewinning in Noorwegen. Bij het ‘catching-up’-mechanisme is de te schatten coëfficiënt belangrijk voor een correctie van het relatief hoge arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen voor de bijdrage van inkomsten uit oliewinning. Daarnaast is de variabele van belang om bij de empirische schattingen rekening te houden met een directe invloed van de sterk gestegen inkomsten uit oliewinning op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Noorwegen gedurende de schattingsperiode 1970-2006.

6.4.2 Hoogwaardige technologische kennis

In de empirische analyse wordt ook onderzocht of er een invloed naar voren komt van de hoeveelheid hoogwaardige technologische kennis in een land, zoals die gemeten kan worden op basis van gecumuleerde cijfers over toegekende Amerikaanse patenten. Dit betreft de technologische kennisvoorraad die bij de modellering van het ‘catching-up’-mechanisme wordt gebruikt als directe maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau in een land (zie paragraaf 6.3.3). Aangezien patentcijfers betrekking hebben op inventies (nieuwe uitvindingen) en niet op innovaties in brede zin, is het zinvol om na te gaan of een te construeren ‘hoogwaardige kennisvoorraad’ in de arbeidsproductiviteitsvergelijking additionele verklaringskracht heeft ten opzichte van de al opgenomen R&D-kapitaalvariabelen. Daartoe zal de verhouding tussen de ‘hoogwaardige kennisvoorraad’ en de voorraad R&D-kapitaal als verklarende variabele worden opgenomen. Deze variabele kan worden geïnterpreteerd als een maatstaf voor ‘excellentie’ in de ontwikkeling van nieuwe technologische kennis.

6.4.3 Publiek-private interactie bij publieke R&D

Publiek-private interactie kan van belang worden geacht voor de effectiviteit van private en publieke R&D-inspanningen, waarbij het met name gaat om de benutting van publieke R&D bij innovatie door bedrijven. Er zijn verschillende aspecten van publiek-private interactie te onderscheiden: de mate waarin bedrijven openstaan voor het gebruik van publieke kennis, de aansluiting van het kennisaanbod van publieke instellingen bij de kennisbehoeften van bedrijven, het commercialiseren van publieke kennis door publieke instellingen (onder andere via

¹⁵⁵ Zie Erken en Ruiter (2008) en Van Stel e.a. (2011) voor empirische analyses van de doorwerking van de R&D-positie van een land (gecorrigeerd voor de invloed van de sectorstructuur) in de sectorstructuurpositie.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

spin-offs van publieke instellingen) en publiek-private samenwerking bij R&D.¹⁵⁶ Een indicator waarmee tot op zekere hoogte een indruk gekregen kan worden van de relevantie van publieke kennis voor bedrijven is de mate waarin publieke R&D door bedrijven is gefinancierd. Dit is de enige indicator op het terrein van publiek-private interactie waarvoor lange tijdreeksen beschikbaar zijn voor de diverse OECD-landen. Deze indicator zal in de empirische analyse worden gebruikt.

Aangezien bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt uitgegaan van tot R&D-kapitaal gecumuleerde R&D-uitgaven, wordt de mate van private financiering van publieke R&D berekend binnen de voorraad publiek R&D-kapitaal. Dit betekent dat naast de totale hoeveelheid publiek R&D-kapitaal ook de hoeveelheid publiek R&D-kapitaal wordt berekend die (in het verleden) door bedrijven is gefinancierd. Het aandeel van het privaats gefinancierde publieke R&D-kapitaal in het totale publieke R&D-kapitaal geeft dan een indicatie van publiek-private interactie bij de R&D-uitgaven die gecumuleerd zijn tot publiek R&D-kapitaal.¹⁵⁷

6.4.4 Openheid van de economie

In paragraaf 6.3.1 is de rol van de omvang/openheid van de economie al besproken bij het effect van buitenlands R&D-kapitaal. Hier wordt rekening mee gehouden door in navolging van Coe en Helpman (1995) de invoerquote op te nemen als interactieterm bij de voorraad buitenlands R&D-kapitaal. De openheid van de economie kan echter ook via andere mechanismen een invloed hebben op de TFP-ontwikkeling. Een grotere openheid van de economie gaat samen met een grotere buitenlandse afzetmarkt voor bedrijven en met verhoogde buitenlandse concurrentie (Bassanini, Scarpetta en Hemmings, 2001). Beide kunnen bedrijven ten eerste aanzetten tot meer R&D-inspanningen, maar ook kunnen innovatie-inspanningen anders dan R&D worden bevorderd. Voorts kan er een positieve prikkel van uitgaan op de mate waarin daadwerkelijk innovatie wordt gerealiseerd bij gegeven R&D/innovatie-inspanningen. Bovendien kan een grotere openheid van de economie vanwege verhoogde buitenlandse concurrentie bedrijven ook los van innovatie productiever maken, als de buitenlandse concurrentie leidt tot efficiëntere productieprocessen bij bedrijven. In dat geval is sprake van een effect op de kostenefficiëntie waarmee productiemiddelen worden ingezet in het productieproces (*X*-efficiency; als begrip geïntroduceerd door Leibenstein, 1966). Daarnaast kan een grotere buitenlandse afzetmarkt specialisatievoordelen (een betere benutting van comparatieve voordelen)

¹⁵⁶ Zie verder bijvoorbeeld Bongers e.a. (2003) en Antenbrink e.a. (2005).

¹⁵⁷ Guellec en van Pottelsberghe (2004) hebben in hun panelanalyse ter verklaring van de TFP-groei in een groot aantal OECD-landen (zie paragraaf 6.3.1) rekening gehouden met de mate van private financiering van publieke R&D door het aandeel van private financiering in de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen op te nemen als interactieterm bij de variabele voor de voorraad publiek R&D-kapitaal. Dat leverde een sterk significante negatieve coëfficiënt op voor deze interactieterm. Dat wordt als volgt geïnterpreteerd door de auteurs: hoe meer onderzoek bij hogeronderwijsinstellingen wordt gefinancierd door bedrijven, hoe groter het aandeel van toegepast onderzoek is binnen het onderzoek van de hogeronderwijsinstellingen; het toegepaste onderzoek zou een kleiner effect op de productiviteitsontwikkeling kunnen hebben dan fundamenteel onderzoek. Het is de vraag in hoeverre deze redenering plausibel is. De redenering staat haaks op het belang dat aan publiek-private interactie kan worden toegekend voor het gebruik van kennis ontwikkeld door publieke kennisinstellingen door bedrijven. Op andere plaatsen in het betreffende artikel wordt dit belang van publiek-private interactie onderschreven door de auteurs.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

en andere schaalvoordelen in de productie opleveren (Van Sinderen, Van Bergeijk en Westerhout, 1992; Bassanini, Scarpetta en Hemmings, 2001; Bolaky en Freund, 2004).

Het bovenstaande geeft redenen om naast de invoerquote als interactieterm bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal de openheid van de economie ook als zelfstandige variabele op te nemen bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Die variabele dient ter verklaring van de TFP-ontwikkeling bij een gegeven ontwikkeling van de hoeveelheid (privaat) R&D-kapitaal. De openheid van de economie kan de hoeveelheid (privaat) R&D-kapitaal beïnvloeden via de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven. De invloed van de openheid van de economie op de R&D-uitgaven van bedrijven wordt afzonderlijk onderzocht bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven.

Bij de empirische schattingen wordt een openheidsvariabele gehanteerd die gebaseerd is op de omvang van de export en de import in verhouding tot de omvang van de economie. Aan de hand van een regressieanalyse is daarbij een correctie aangebracht voor de relatieve omvang van de economie van een land ten opzichte van het buitenland. Door deze correctie wordt er rekening mee gehouden dat de openheid van de economie in een groot land als de Verenigde Staten veel geringer is dan in een kleiner land als Nederland. De resulterende variabele voor de openheid van de economie is sterk gebaseerd op een ‘trade exposure’-variabele uit onderzoek van Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001). Een belangrijk verschil is echter dat nu wordt uitgegaan van een variabele die gebaseerd is op volumebedragen. Daarmee wordt de toename van de internationaliseringsgraad van de economie (die zich wereldwijd heeft voorgedaan) beter gemodelleerd. In paragraaf B6.2.6 van bijlage B6.2 wordt de te hanteren openheidsvariabele nader toegelicht.

Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001) hebben de ‘trade exposure’-variabele gebruikt in een panelanalyse (voor 21 OECD-landen over de periode 1971-1998) ter verklaring van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking. Daarbij werd een sterk significante positieve invloed gevonden van deze variabele, ook wanneer bij de verklarende variabelen tegelijkertijd rekening werd gehouden met R&D.

6.4.5 Ondernemerschap

Er is veel literatuur beschikbaar die wijst op het belang van ondernemerschap voor innovatie en productiviteit.¹⁵⁸ Dit betreft dan bijvoorbeeld vernieuwing in de bedrijvenpopulatie door toe- en uittreding (dynamiek), diverse aspecten van innovatief ondernemerschap (waaronder technostarters en snelgroeiende bedrijven) en belemmeringen voor ondernemerschap (waaronder regelgeving en administratieve lasten). Voor deze aspecten zijn echter geen lange tijdreeksen beschikbaar.

Wel zijn lange tijdreeksen beschikbaar voor de ondernemersquote, die gedefinieerd is als het aantal ondernemers in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. Die indicator geeft een goed beeld van de mate van ondernemerschap in een land in het algemeen, maar zegt nog weinig over dynamiek en innovatief ondernemerschap. Van belang daarbij is ook dat

¹⁵⁸ Zie bijvoorbeeld Donselaar, Erken en Klomp (2003) voor een bespreking van literatuur op macro-, meso- en microniveau.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

de ondernemersquote negatief beïnvloed wordt door het economisch ontwikkelingsniveau in een land, zoals empirisch is gekwantificeerd in onderzoek van Carree e.a. (2007) met het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking als maatstaf voor het economisch ontwikkelingsniveau. Naarmate het economisch ontwikkelingsniveau in een land hoger is, zijn er betere mogelijkheden voor individuen om in loondienst een goed inkomen te verdienen, wat de prikkel om ondernemer te worden vermindert (Wennekers e.a., 2005).

In een empirische analyse van Erken, Donselaar en Thurik (2008) ter verklaring van de TFP-ontwikkeling in 20 OECD-landen over de periode 1971-2001 is daarom de ondernemersquote gecorrigeerd voor het effect van het economisch ontwikkelingsniveau op de ondernemersquote. Op basis van de empirische uitkomsten van het onderzoek van Carree e.a. (2007), zijn voor de opeenvolgende jaren van de schattingsperiode ‘evenwichtswaarden’ van de ondernemersquote bepaald die passen bij het economisch ontwikkelingsniveau van een land.¹⁵⁹ De feitelijke ondernemersquote in verhouding tot de berekende evenwichtswaarde ervan is vervolgens als verklarende variabele gehanteerd voor ondernemerschap. Op deze wijze geeft de variabele beter weer in welke mate ondernemerschap bij kan dragen aan een hogere productiviteit via een betere benutting van beschikbare kennis voor innovatieve toepassingen. Deze benadering zal ook worden toegepast bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7. Ondanks de geavanceerde vormgeving van de ondernemersquotevariabele die daarbij geldt, blijft nog sprake van een imperfecte indicator voor ondernemerschap als ‘transmissiekanaal’ voor de benutting van kennis richting innovaties. Dijkstraaf en Thurik (2011) belichten vanuit een theoretisch-analytische invalshoek de belangrijke rol die daarbij kan worden toegedacht aan ambitieus/innovatief ondernemerschap. Als verschijningsvormen hiervan noemen zij snelgroeiende bedrijven, innovatieve starters en ambitieuze nieuwe ondernemers met hoge groeiverwachtingen.

6.4.6 Winstgevendheid van bedrijven

De winstgevendheid van bedrijven kan van invloed zijn op ondernemingszin en innovatie. Een hogere winstgevendheid kan bedrijven prikkelen om meer innovatie-inspanningen te doen bij een gegeven hoeveelheid R&D-kapitaal in de economie, omdat dan een hoger rendement verwacht kan worden op die innovatie-inspanningen. Ook zouden bedrijven door betere winstperspectieven meer geprikkeld kunnen worden om daadwerkelijk innovatie te realiseren bij gegeven R&D/innovatie-inspanningen. Voorts kan een financieringsargument van toepassing zijn: een hogere winstgevendheid leidt (via ingehouden winsten) tot meer eigen vermogen als bron voor de financiering van innovatieve activiteiten. Er kan echter ook sprake zijn van een tegengesteld effect op innovatie. Betere winstperspectieven kunnen er namelijk toe leiden dat bedrijven minder noodzaak voelen om te vernieuwen. Verder kan een hogere winstgevendheid als gevolg hebben dat er minder kostenefficiënt wordt gewerkt in het productieproces. In dat geval is een negatief effect op de ‘statische efficiëntie’ via de kosten (meer X-inefficiency) van toepassing, in aanvulling op een positief dan wel negatief effect op de ‘dynamische efficiëntie’ via innovatie.

¹⁵⁹ Er wordt gesproken over evenwichtswaarden omdat in het onderzoek van Carree e.a. (2007) wordt gewerkt met een model waarin de ondernemersquote op lange termijn naar een evenwichtswaarde tendeert. Via een foutcorrectiemechanisme in een vergelijking ter verklaring van de mutatie van de ondernemersquote wordt op lange termijn een evenwichtswaarde van de ondernemersquote bereikt die negatief afhankelijk is van het economisch ontwikkelingsniveau in een land.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

In het bovenstaande is de winstgevendheid van bedrijven benaderd als een indicator voor winstvooruitzichten bij het investeren in en het daadwerkelijk realiseren van innovatie en daarnaast als financieringsbron voor innovatie-inspanningen. Dat kan bijvoorbeeld vanuit het perspectief van loonmatiging worden beschouwd. De ontwikkeling van de loonkosten heeft in combinatie met de arbeidsproductiviteitsontwikkeling (beide bepalen samen de ontwikkeling van de loonkosten per eenheid product) een grote invloed op de winstgevendheid van bedrijven. Daarnaast wordt de winstgevendheid van bedrijven beïnvloed door de mate van concurrentie tussen bedrijven. De winstgevendheid is namelijk ook gerelateerd aan de ‘markup’ als winstmarge op de variabele kosten (aan de orde gekomen in paragraaf 2.2.5), wat een indicator is voor concurrentie op productmarkten. Daarmee komt een andere invalshoek naar voren die bij de winstgevendheid van bedrijven van toepassing is, namelijk de winstgevendheid als concurrentie-indicator.¹⁶⁰

Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zal de winstgevendheid van bedrijven als mogelijke verklarende factor voor de TFP worden opgenomen en vanuit beide genoemde invalshoeken worden benaderd. Hoewel vanuit het winstvooruitzicht- en financieringsperspectief een positieve invloed van de winstgevendheid op de prikkel tot innoveren plausibel is, is de literatuur verre van eenduidig over de invloed die van concurrentie uitgaat op innovatie. Enerzijds leidt meer concurrentie bij gevestigde bedrijven tot een grotere noodzaak om te innoveren, omdat innovatie een middel is om voldoende concurrerend te blijven ten opzichte van andere bedrijven. Anderzijds leidt meer concurrentie tot lagere winsten die met innovatie te behalen zijn en tot minder winsten die gebruikt kunnen worden voor de financiering van innovatie-inspanningen. Dat kan een reden zijn voor bedrijven of minder te innoveren of (vooral in het geval van potentiële toetreders tot een markt) om niet te innoveren.¹⁶¹

Een mogelijkheid die vaak genoemd wordt in de literatuur, is dat sprake is van een omgekeerd U-vormig verband tussen concurrentie en innovatie. Vanaf een laag niveau van concurrentie geeft een vergroting van de concurrentie een prikkel tot meer innovatie, maar vanaf een bepaald niveau kan een verdere intensivering van de concurrentie de winstmarges zodanig onder druk zetten dat innovatie per saldo negatief wordt beïnvloed door meer concurrentie. Aghion e.a. (2002, 2005) hebben invloedrijk onderzoek uitgevoerd waarin zo’n omgekeerd U-vormig verband tussen concurrentie en innovatie empirisch werd bevestigd.¹⁶² De gedachte dat sprake

¹⁶⁰ Zie Polder e.a. (2009) voor een overzicht van concurrentie-indicatoren, waarbij er enkele direct verbonden zijn met de winstgevendheid van bedrijven. Dat betreft de prijskostenmarge en de arbeidsinkomensquote. De arbeidsinkomensquote is daarbij het complement van de kapitaalinkomensquote, die bij de empirische schattingen in dit proefschrift als indicator voor de winstgevendheid zal worden gebruikt. Het laatste komt zo direct verder aan de orde. In het overzicht van Polder e.a. (2009) komen verder ook de importquote en de exportquote voor als concurrentie-indicatoren die op macroniveau te hanteren zijn op basis van beschikbare statistieken. Die zijn beide verwerkt in de maatstaf voor de openheid van de economie (paragraaf 6.4.4).

¹⁶¹ Zie bijvoorbeeld Symeonidis (1996), Brouwer e.a. (2004), Aghion e.a. (2005) en Brouwer en Van der Wiel (2010) voor een verdere bespreking van de tegen elkaar inwerkende effecten van meer concurrentie op de mate van innovatie.

¹⁶² Dat onderzoek is uitgevoerd met data op individueel bedrijfsniveau (Aghion e.a., 2002) en sectorniveau (Aghion e.a., 2005) voor het Verenigd Koninkrijk, waarbij als maatstaven voor innovatie patentcijfers en R&D-cijfers zijn gebruikt.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

kan zijn van een omgekeerd U-vormig verband tussen concurrentie en innovatie bestaat echter al veel langer. Vroeger werd al zo'n verband gevonden in onderzoek van Scherer (1967).¹⁶³ Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in dit proefschrift zal aanvullend rekening worden gehouden met de mogelijkheid van een omgekeerd U-vormig verband tussen concurrentie en innovatie. De winstgevendheid van bedrijven zal daarbij als indicator voor de mate van concurrentie fungeren, uitgaande van een negatieve relatie tussen de winstgevendheid en de mate van concurrentie.¹⁶⁴

Bij de empirische schattingen zal de kapitaalinkomensquote van bedrijven als verklarende variabele worden gebruikt om de winstgevendheid van bedrijven te representeren. Om te corrigeren voor de in de loop der tijd toegenomen gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen, zal daarbij worden uitgegaan van de nettokapitaalinkomensquote, te definiëren als het nettokapitaalinkomen (= brutokapitaalinkomen exclusief afschrijvingen) van bedrijven in verhouding tot de netto toegevoegde waarde (= bruto toegevoegde waarde exclusief afschrijvingen) van bedrijven tegen factorkosten. Een winstquote (winst in verhouding tot de netto toegevoegde waarde) zou een preciezere maatstaf voor de winstgevendheid zijn. In dat geval zouden ook de nettorentelasten in mindering worden gebracht op het brutokapitaalinkomen. Dat zou echter complicerend zijn, omdat rentelasten in het niet-financiële bedrijfsleven rentebaten in de financiële sector vormen (Kusters, 1994).

In het voorgaande is uitgegaan van effecten van de winstgevendheid en (in samenhang daarmee) concurrentie op de TFP bij een gegeven hoeveelheid R&D-kapitaal, omdat met R&D-kapitaal al als afzonderlijke factor rekening wordt gehouden bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Uiteraard kan ook een invloed van de winstgevendheid uitgaan op de voorraad privaat R&D-kapitaal via de omvang van de R&D-inspanningen van bedrijven. Daar wordt apart rekening mee gehouden door de kapitaalinkomensquote ook als verklarende variabele op te nemen in de vergelijking ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven. Aanvullend zal daar worden getoetst op een mogelijk U-vormig verband tussen de kapitaalinkomensquote van bedrijven en de R&D-intensiteit van bedrijven.

6.4.7 Belasting- en premieheffing

Ook de belasting- en premiedruk (totaal aan belastingen en premies in verhouding tot de om-

¹⁶³ Dat omgekeerd U-vormige verband werd door Scherer (1967) gevonden met data op sectorniveau voor de Verenigde Staten. Daarbij werd het aandeel van technici en natuurwetenschappers in de sectorale werkgelegenheid gecorreleerd met de concentratiegraad in een sector. Eerder onderzocht Scherer (1965) al de relatie tussen de concentratiegraad in een sector en het aantal toegekende Amerikaanse patenten op individueel bedrijfsniveau in de Verenigde Staten. Bij die regressies werd nog geen omgekeerd U-vormig effect van de concentratiegraad gevonden. Evenmin werd bij die regressies een (significant) monotoon positief dan wel negatief effect van de concentratiegraad gevonden.

¹⁶⁴ Zowel met een maatstaf voor concurrentie die oploopt van een geringe mate van concurrentie tot een sterke mate van concurrentie als met een maatstaf voor de winstgevendheid die oploopt van een geringe mate van winstgevendheid tot een sterke mate van winstgevendheid zou een *omgekeerd* U-vormig verband van toepassing zijn. De *negatieve* samenhang die in dit verband wordt verondersteld tussen de mate van concurrentie en de mate van winstgevendheid heeft geen invloed op het al dan niet *omgekeerd* U-vormig zijn van het verband tussen de mate van concurrentie c.q. winstgevendheid en de mate van innovatie.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

vang van het bruto binnenlands product) kan een relevante variabele zijn voor de verklaring van de TFP-ontwikkeling. Een hogere belasting- en premiedruk kan door negatieve prikkels op verschillende markten leiden tot een minder efficiënte economie. Hogere marginale belasting- en premietarieven kunnen bijvoorbeeld leiden tot minder inspanningen van werknemers op de werkvloer, wat een negatieve invloed zou hebben op de TFP.¹⁶⁵ Ook kunnen de investeringen in scholing door werknemers negatief worden beïnvloed, wat een negatieve doorwerking in de arbeidsproductiviteit zou hebben via de factor menselijk kapitaal.¹⁶⁶

Binnen de belasting- en premiedruk zou de winstbelasting een speciale rol kunnen vervullen, omdat die direct aangrijpt bij de winsten van bedrijven. Een hoger winstbelastingtarief zou de prikkel bij bedrijven tot innoveren kunnen verminderen, omdat dan een groter deel van de te verkrijgen rendementen op innovatie als winstbelasting moet worden afgedragen. Daarnaast zou de winstbelasting de innovatie-inspanningen van bedrijven negatief kunnen beïnvloeden omdat (ingehouden) nettowinsten via het eigen vermogen van bedrijven van belang zijn als financieringsbron voor innovatie. Bij deze mogelijke effecten van de winstbelasting is een sterke parallel zichtbaar met de mogelijke effecten van de winstgevendheid van bedrijven (voorafgaand aan aftrek van winstbelasting) die in de vorige subparagraaf genoemd zijn. Voor zover het hierbij om effecten van de winstbelasting op de R&D-uitgaven van bedrijven gaat, is van belang dat bij de empirische schattingen al apart rekening wordt gehouden met de voorraad R&D-kapitaal.

Een negatief effect van belasting- en premieheffing op de TFP wordt bevestigd door het eerdergenoemde onderzoek van Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001). Daarin is een significant negatief effect van de belasting- en premiedruk gevonden op het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking in een land, zowel via de omvang van de fysieke investeringen (relevant voor de kapitaalarbeidsverhouding) als rechtstreeks via een effect op de TFP binnen de geschatte vergelijking. In een (qua methodiek vergelijkbare) internationale panelanalyse van Arnold (2008) voor 21 OECD-landen over de periode 1971-2004 komt eveneens een significante negatieve invloed van de belasting- en premiedruk op de TFP naar voren. In dat onderzoek wordt naast een totale belasting- en premiedruk als verklarende variabele een onderscheid gemaakt tussen verschillende typen belastingen. Daarbij wordt een relatief sterk negatief effect gevonden van winstbelasting (in vergelijking met bijvoorbeeld belastingen en premies op arbeidsinkomen).

Bedacht dient te worden dat bij de hier genoemde schattingen van Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001) en Arnold (2008) naast belastingheffing niet tegelijkertijd rekening is gehouden met R&D. Het sterk negatieve effect van de winstbelasting op de TFP in het onderzoek van Arnold (2008) zou in belangrijke mate gerelateerd kunnen zijn aan een negatieve invloed van de winstbelasting op de R&D-uitgaven. Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in dit proefschrift wordt al rekening gehouden met de omvang van de R&D-uitgaven via de voorraad R&D-kapitaal.

Bij de empirische schattingen die in dit proefschrift worden uitgevoerd, zal aansluitend bij het

¹⁶⁵ Zie bijvoorbeeld Van Sinderen (1990, blz. 59).

¹⁶⁶ Zie bijvoorbeeld Van Sinderen (1990, blz. 59 en 239) en De Mooij (1997, 1999).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

onderzoek van Arnold (2008) naast de totale belasting- en premiedruk apart rekening worden gehouden met de rol die de winstbelasting kan spelen binnen de belastingen en premies. De winstbelasting beïnvloedt de nettowinstgevendheid van bedrijven en kan daarom worden gekoppeld aan de kapitaalinkomensquote van bedrijven. Bij de empirische schattingen zal de winstbelasting in verhouding tot het nettokapitaalinkomen (dat wil zeggen: het brutokapitaalinkomen na aftrek van afschrijvingen) van bedrijven in mindering worden gebracht op de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven, waarmee bij de variabele voor de kapitaalinkomensquote feitelijk zal worden uitgegaan van het nettokapitaalinkomen van bedrijven na aftrek van winstbelasting in verhouding tot de netto toegevoegde waarde (tegen factorkosten) van bedrijven.

Opgemerkt kan worden dat ook het nettokapitaalinkomen van bedrijven voorafgaand aan aftrek van winstbelasting wordt beïnvloed door belasting- en premieheffing, vanwege een doorwerking van belastingen en premies in de loonkosten. Dat loopt via een direct effect van werkgeverslasten op de loonkosten en via een indirect effect van afwenteling van belastingen en premies door werknemers op werkgevers.¹⁶⁷ Effecten van belasting- en premieheffing op de TFP via hogere loonkosten worden bij de empirische schattingen al vertegenwoordigd door de kapitaalinkomensquote van bedrijven als verklarende variabele. Relevant is verder dat het effect van belasting- en premieheffing op de loonkosten via substitutie tussen kapitaal en arbeid ook van invloed is op de kapitaalarbeidsverhouding als determinant van de arbeidsproductiviteit buiten de TFP. Daarnaast werken effecten van de winstbelasting op fysieke investeringen door in de kapitaalarbeidsverhouding. Een en ander houdt in dat bij de empirische schattingen slechts partieel het effect van belasting- en premieheffing op de arbeidsproductiviteit wordt geschat en dat daarnaast ook slechts partieel het effect op de TFP wordt onderzocht. Effecten via de hoogte van de loonkosten en (in belangrijke mate in samenhang daarmee) de kapitaalarbeidsverhouding blijven buiten beeld.

6.4.8 Gewerkte uren per werkzame persoon

In paragraaf 6.2.3 (en eerder in paragraaf 5.2) is al aan de orde gekomen dat de arbeidsparticipatie (gedefinieerd als het aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking) en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon via verschillende mechanismen van invloed kunnen zijn op het arbeidsproductiviteitsniveau per gewerkt uur. Besproken is onder andere dat een hogere arbeidsparticipatie samen kan gaan met een grotere inzet van minder productieve arbeid, wat een negatieve invloed op de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur zou hebben via de factor menselijk kapitaal. Voor zover minder productieve werknemers relatief vaker in deeltijd werken, treedt hierbij echter een matigende invloed op via het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Het vaker in deeltijd werken van minder productieve werknemers heeft een positieve invloed op de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur die bij de totale arbeidspopulatie wordt bereikt. Op deze wijze kan een lager aantal gewerkte uren per werkzame persoon positief op de arbeidsproductiviteit uitwerken via de factor menselijk kapitaal. Daarnaast kan het aantal gewerkte uren per werkzame persoon een invloed uitoefenen op de arbeidsproductiviteit via een direct effect op de TFP. Daarom is het aantal gewerkte uren per werkzame persoon een variabele waar nu weer specifiek aandacht aan wordt gegeven in

¹⁶⁷ Zie bijvoorbeeld Knoester en Van der Windt (1987), Van Sinderen (1990, blz. 60-61; 1993) en Folmer (2009).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

dit overzicht van verklarende factoren voor de TFP-ontwikkeling. Zoals al in paragraaf 6.2.3 (en paragraaf 5.2) is aangegeven, kan een lager aantal gewerkte uren per werkzame persoon ertoe leiden dat er minder vermoeidheid optreedt bij het werk, dat er harder wordt gewerkt in de beschikbare uren en dat er meer extra werk buiten de officiële uren wordt verricht. Dat zijn kanalen waarlangs een lager aantal gewerkte uren per werkzame persoon rechtstreeks een positieve invloed uit kan oefenen op de TFP. In de empirische analyse zal het totaaleffect op de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur worden onderzocht. Dat kan zowel een invloed via de factor menselijk kapitaal als een direct TFP-effect omvatten.

6.4.9 Conjunctuur

De stand van de conjunctuur is relevant voor het niveau van de arbeidsproductiviteit op korte termijn. De werkgelegenheid past zich niet volledig en met vertraging aan bij conjuncturele schommelingen van het volume van bruto binnenlands product rondom een trendmatige ontwikkeling (in dit verband wordt gesproken over ‘labour hoarding’). Hierdoor ligt de feitelijke waarde van de arbeidsproductiviteit in tijden van hoogconjunctuur boven de waarde die bij een neutrale stand van de conjunctuur zou gelden en ligt deze daar in tijden van laagconjunctuur onder. De TFP binnen de arbeidsproductiviteit wordt zowel door de aanpassingsgraad van de werkgelegenheid als de aanpassingsgraad van de hoeveelheid kapitaal bepaald. Naarmate arbeid en kapitaal minder flexibel worden aangepast aan de stand van de conjunctuur, heeft de conjuncturele ontwikkeling een groter effect op de TFP-ontwikkeling. Hierbij is sprake van een positieve invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de TFP-ontwikkeling, omdat de conjuncturele ontwikkeling sterker doorwerkt in de ontwikkeling van de toegevoegde waarde dan in de ontwikkeling van arbeid en kapitaal als productiefactoren. Verschillen in aanpassing bij deze twee productiefactoren komen tot uitdrukking in de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding.¹⁶⁸

De conjuncturele ontwikkeling kan gemeten worden door het volume van het bruto binnenlands product uit te drukken in verhouding tot de trendmatige waardige ervan, waarbij de trendmatige waarden berekend kunnen worden met een Hodrick-Prescott-filter (Hodrick en Prescott, 1981, 1997). In hoofdstuk 3 is de daaruit volgende maatstaf voor de stand van de conjunctuur al als verklarende variabele gehanteerd bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau. Gebleken is echter dat de variabele bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau (te presenteren in hoofdstuk 7) de autocorrelatie in de residuen vrij sterk verhoogt, tot uitdrukking komend in een lagere Durbin-Watson-coëfficiënt. Daarom is een alternatief ontwikkeld waarbij dat empirische nadeel zich niet voordoet. De alternatieve variabele heeft betrekking

¹⁶⁸ Zie voor nadere conceptuele analyses over de relatie tussen de capaciteitsbenutting van productiefactoren en de TFP-ontwikkeling Berndt en Fuss (1986) en Hulten (1986). In die analyses ligt de nadruk op kapitaal als ‘quasi-vaste’ factor. Rotemberg en Summers (1990) en Burnside, Eichenbaum en Rebelo (1993) gaan specifiek in op de doorwerking van ‘labour hoarding’ in de TFP-ontwikkeling. In de hier genoemde literatuur is te zien dat een invloed van de capaciteitsbenutting op de TFP inhoudt dat (op korte/middellange termijn) niet voldaan wordt aan de neoklassieke groei-boekhoudingsveronderstelling dat de (reële) beloningsvoeten voor kapitaal en arbeid overeenkomen met de marginale producten van respectievelijk kapitaal en arbeid (besproken in paragraaf 2.2.2).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

op de ontwikkeling van de werkgelegenheid in verhouding tot de trendmatige ontwikkeling ervan (berekend met een Hodrick-Prescott-filter).

De werkgelegenheid is daarbij gemeten als 100 minus het werkloosheidspercentage, waarmee het aantal werkzame personen als percentage van de omvang van de beroepsbevolking wordt weergegeven.¹⁶⁹ Vanwege de vertraagde aanpassing van de werkgelegenheid aan de conjuncturele ontwikkeling wordt rekening gehouden met een vertraging bij de doorwerking van de conjuncturele ontwikkeling in de ontwikkeling van de werkgelegenheid. Hiertoe wordt de werkgelegenheid (in verhouding tot de trendmatige waarde) deels met een ‘lead’ van 1 jaar opgenomen. De werkgelegenheid in verhouding tot de trendmatige waarde in jaar $t+1$ geeft dan tezamen met de werkgelegenheid in verhouding tot de trendmatige waarde in jaar t een indicatie van de stand van de conjunctuur qua volume van de toegevoegde waarde. De gewichten voor de jaren t en $t+1$ hierbij worden empirisch geschat.

Het is niet duidelijk waarom de conjunctuurvariabele op basis van de ontwikkeling van het bruto binnenlands product in verhouding tot de trendmatige waarde de autocorrelatie in de residuen verhoogt. Mogelijk speelt een wederkerige relatie tussen de conjuncturele ontwikkeling van het bruto binnenlands product en kortetermijnbewegingen bij de TFP-ontwikkeling hier een rol. Die zou ertoe kunnen leiden dat de invloed van de conjuncturele ontwikkeling van het bruto binnenlands product op de TFP-ontwikkeling wordt overschat, wat gepaard zou kunnen gaan met een verhoogde autocorrelatie in de residuen. De gekozen alternatieve conjunctuurvariabele sluit overigens aan bij de conjunctuurvariabele die in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) wordt gehanteerd: 1 minus de werkloosheidsvoet (uitgedrukt als *perunage*), zonder verdere avancering. De ontwikkeling van die variabele heeft een sterk significant positief effect op de TFP-ontwikkeling in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004).

6.5 Verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven

Er zijn diverse empirische onderzoeken beschikbaar waarin de invloed van uiteenlopende variabelen is onderzocht op de R&D-uitgaven van bedrijven op macroniveau. Daarnaast zijn er onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004) beschikbaar waarin specifiek de invloed van de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D en de invloed van de publieke R&D-uitgaven is onderzocht. Deze onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004) worden als startpunt gebruikt voor het opstellen van een vergelijking ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven. De vergelijking wordt echter zo veel mogelijk uitgebreid met determinanten die in andere onderzoeken voorkomen en op basis van eigen inzichten. Hieronder volgt een bespreking van de (mogelijke) invloeden waarmee rekening gehouden zal worden in de empirische analyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8 van dit proefschrift. Daarbij wordt begonnen met de overheidsfinanciering van R&D en de publieke R&D-uitgaven, waarna in

¹⁶⁹ Hier kan een parallel worden gezien met ‘Okun’s law’, waarin een wiskundige relatie wordt gelegd tussen de benuttingsgraad van de productiecapaciteit en de werkloosheidsvoet (Okun, 1962; Solow, 1962). Okun (1962) ging daarbij al in op de doorwerking van de stand van de conjunctuur in de arbeidsproductiviteit bij een onvolledige/vertraagde aanpassing van de werkgelegenheid aan het niveau van economische activiteit.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

een tamelijk willekeurige volgorde allerlei andere (mogelijke) invloeden aan de orde komen waar rekening mee gehouden kan worden op basis van variabelen waarvoor lange tijdreeksen beschikbaar zijn. Voor een deel betreft het factoren/variabelen die in de vorige paragrafen al zijn besproken voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

6.5.1 Overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D

In de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004) worden twee categorieën overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D onderscheiden: 1) fiscale faciliteiten ter stimulering van bedrijfs-R&D en 2) overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, die subsidies, kredieten en R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven omvat.

Data over de omvang van fiscale R&D-faciliteiten zijn niet beschikbaar in de officiële R&D-statistieken, omdat fiscale R&D-faciliteiten daarin niet tot de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D worden gerekend.¹⁷⁰ De B-index, ontwikkeld door McPetridge en Warda (1983), wordt vaak als indicator gebruikt om de fiscale behandeling van R&D internationaal te vergelijken, onder andere bij de OECD. De B-index geeft onder vereenvoudigende veronderstellingen weer in hoeverre de fiscale behandeling van R&D de (gebruiks)kosten van R&D verlaagt voor een individueel bedrijf. De B-index heeft de basiswaarde 1 als de volledige R&D-uitgaven direct volledig mogen worden afgeschreven bij de winstbelasting en er geen aanvullende fiscale R&D-faciliteit is.¹⁷¹ 1 minus de B-index is te interpreteren als de fiscale ‘R&D-subsidie’ per euro aan R&D-uitgaven, met dien verstande dat ook een negatieve ‘subsidie’ kan resulteren. Het laatste is bij de B-index van toepassing indien investeringen in kapitaalgoederen voor R&D niet direct volledig mogen worden afgeschreven bij de berekening van de belastbare winst en R&D ook niet op een ander wijze fiscaal bevoordeeld wordt. Zowel Guellec en Van Pottelsberghe (2000) als de Europese Commissie (2004) hebben gebruikgemaakt van datareeksen voor de B-index om de invloed van fiscale R&D-faciliteiten op de R&D-uitgaven van bedrijven te onderzoeken.

Bij fiscale R&D-faciliteiten is een onderscheid te maken tussen ‘conventionele’ regelingen en ‘incrementele’ regelingen.¹⁷² Bij conventionele regelingen is de belastingvermindering afhankelijk van een totaalbedrag aan R&D-uitgaven van een bedrijf. Dat geldt bijvoorbeeld bij de WBSO in Nederland. Bij incrementele regelingen, zoals bijvoorbeeld de R&D tax credit in de Verenigde Staten, is de belastingvermindering afhankelijk van de omvang van de R&D-uitgaven in vergelijking met een bepaald basisbedrag. Dat basisbedrag is gerelateerd aan de omvang van de R&D-uitgaven van een bedrijf in het recente of verdere verleden. Op die wijze wordt R&D meer ‘aan de marge’ gestimuleerd, waarmee een hogere multiplier kan worden bereikt, dat wil zeggen: een groter effect op de R&D-uitgaven van bedrijven per euro fiscale

¹⁷⁰ Dat is vastgelegd in de Frascati Manual van de OECD, waarin internationale richtlijnen voor de R&D-statistiek zijn geformuleerd (OECD, 2002).

¹⁷¹ Formeel uitgedrukt geeft de B-index weer: de contante waarde van kapitaalinkomen voorafgaand aan winstbelastingheffing dat bedrijven nodig hebben om de initiële kosten van een investering in R&D te vergoeden en daarnaast de winstbelasting te kunnen betalen (Warda, 2001).

¹⁷² De benaming ‘conventioneel’ ter onderscheiding van ‘incrementeel’ is gekozen in navolging van Hughes en McPetridge (1985). In de literatuur wordt veelal over ‘volume-based’ versus ‘incrementele’ fiscale R&D-faciliteiten gesproken (zie bijvoorbeeld Warda, 2006).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

R&D-stimulering.¹⁷³ Dat maakt incrementele regelingen in theoretisch opzicht aantrekkelijk. Een nadeel van incrementele regelingen is wel dat ze complexer zijn qua vormgeving en uitvoering en dat het moeilijk is om een geschikte methodiek te vinden voor de bepaling van het basisbedrag op individueel bedrijfsniveau, rekening houdend met de verschillende typen bedrijven die er bestaan (qua omvang, sector en R&D-intensiteit). Met de B-index wordt beoogd om de invloed van fiscale R&D-faciliteiten weer te geven op de marginale kosten van R&D in plaats van de gemiddelde kosten van R&D.¹⁷⁴ Dat betekent dat het verschil tussen conventionele en incrementele regelingen van invloed is op de berekeningen van de B-index voor verschillende landen. De B-index geeft alleen bij conventionele R&D-faciliteiten inzicht in de gemiddelde fiscale ‘subsidie’ per euro aan R&D-uitgaven.

Vervolgens is bij de categorie ‘overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D’ het onderscheid tussen stimulering van bedrijfs-R&D middels subsidies/kredieten en directe R&D-opdrachten van de overheid van belang. Uit de empirische literatuur blijkt dat voor R&D-opdrachten van een multiplier (in dit geval: effect op de R&D-uitgaven per euro aan R&D-opdrachten) in de buurt van 1,00 kan worden uitgegaan, terwijl de multiplier voor subsidies/kredieten niet op voorhand naar een waarde rond de 1,00 tendeert. Voor de R&D-opdrachten van de overheid geldt dat deze in eerste instantie één op één doorwerken in de R&D-uitgaven van bedrijven. Door twee tegen elkaar inwerkende effecten kan de multiplier bij de R&D-opdrachten van 1,00 afwijken. Enerzijds kan sprake zijn van substitutie van door bedrijven zelf gefinancierde R&D. Anderzijds kunnen R&D-opdrachten van de overheid voor bedrijven aanleiding zijn om meer R&D met eigen middelen uit te voeren (complementariteit). Het algemene beeld dat uit de literatuur naar voren komt, is dat het laatste effect enigszins lijkt te domineren.¹⁷⁵

R&D-subsidies zijn inhoudelijk grotendeels vergelijkbaar met fiscale R&D-faciliteiten. In beide gevallen betreft het directe overheidsstimulering van R&D bij bedrijven door middel van financiële prikkels. Fiscale R&D-faciliteiten stimuleren echter de R&D-uitgaven in algemene zin, terwijl bij R&D-subsidies veelal specifieke projecten en programma’s worden gestimuleerd waarbij extra (selectie)criteria gelden. Strengere criteria kunnen ertoe leiden dat subsidies in sterkere mate dan bij algemene R&D-stimulering via (met name conventionele) R&D-faciliteiten het geval is, worden toegekend aan R&D die zonder de overheidsstimulering niet zou zijn verricht. Langs die weg kan een hogere multiplier worden bereikt. Hetzelfde geldt overigens bij kredieten. Kredieten zijn tot op zekere hoogte vergelijkbaar met subsidies, maar hebben als kenmerkend verschil dat terugbetalingen plaatsvinden in de vorm van aflossingen en rente.

In de R&D-statistiek voor Nederland van het Centraal Bureau voor de Statistiek zijn de R&D-opdrachten van de overheid apart af te leiden uit cijfers over de financiering van R&D.¹⁷⁶ Op

¹⁷³ Zie bijvoorbeeld Hall (1996) en Lokshin en Mohnen (2010).

¹⁷⁴ Zie bijvoorbeeld Guellec en van Pottelsberghe (2000) en Warda (2001).

¹⁷⁵ Zie David, Hall en Toole (2000) en Donselaar en Knoester (1999) voor literatuuroverzichten. Donselaar en Knoester (1999) vinden in een empirische analyse voor Nederland een multiplier van 1,18 voor de R&D-opdrachten van de overheid.

¹⁷⁶ Zie bijvoorbeeld Centraal Bureau voor de Statistiek (2006, blz. 105).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

vergelijkbare wijze zijn hiervoor cijfers beschikbaar in de R&D-statistiek van andere afzonderlijke landen. In de internationale R&D-statistiek van de OECD worden voor de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D echter alleen totaalbedragen gepubliceerd. Hierdoor is het in panelanalyses voor meerdere landen niet direct mogelijk om subsidies en kredieten van R&D-opdrachten te onderscheiden. Dit verklaart dat in de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004) naast de B-index wordt uitgegaan van een overheidsfinancieringsterm die zowel subsidies en kredieten als R&D-opdrachten omvat.

Guellec en Van Pottelsberghe (2000) hebben de invloed van overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D op de R&D-uitgaven van bedrijven geschat in een panelanalyse voor 17 OECD-landen over de periode 1984-1996. Voor de overheidsfinanciering in de vorm van subsidies, kredieten en R&D-opdrachten vinden zij een elasticiteit die voor het totaal van de landen om te rekenen is naar een multiplier van 1,7 (uitgaande van verhoudingsgetallen betrekking hebbend op 1997, gemiddeld over de landen). Voor de B-index is een elasticiteit gevonden van $-0,33$. Af te leiden is dat een elasticiteit voor de B-index van $-0,33$ neerkomt op een multiplier voor het effect van fiscale R&D-stimulering (effect per euro fiscale ‘subsidie’) van ongeveer 0,33, uitgaande van een ‘conventionele’ R&D-faciliteit.¹⁷⁷ Bij een incrementele regeling kan een hogere multiplier worden verwacht, afhankelijk van de mate waarin de fiscale stimulering gericht wordt op R&D ‘aan de marge’.¹⁷⁸

In een panelanalyse over de periode 1980-2002 voor 21 OECD-landen vindt de Europese Commissie (2004) een elasticiteit van $-0,49$ voor de B-index. Alternatieve schattingen (waaronder dynamische GMM-schattingen) komen echter op sterkere elasticiteiten uit, variërend van $-0,60$ tot $-1,05$. Voor overheidsfinanciering in de vorm van subsidies, kredieten en R&D-opdrachten wordt in het onderzoek van de Europese Commissie (2004) een elasticiteit gevonden die omgerekend wordt naar een multiplier van 1,4. Ook in panelschattingen van Falk (2006) voor 21 OECD-landen over de periode 1980-2002 is de invloed van de B-index onderzocht in combinatie met onder meer de overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D. Uit de schattingen volgt een elasticiteit van $-0,43$ voor de B-index, terwijl uit de gevonden elasticiteit voor de overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D een multiplier van 1,5 kan worden afgeleid.

¹⁷⁷ De elasticiteit voor de B-index geeft weer hoe de R&D-uitgaven reageren op een fiscale kostenverlaging van R&D. Een fiscale kostenverlaging van R&D met $x\%$ heeft een positief effect op de R&D-uitgaven dat bij benadering gelijk is aan $x\%$ vermenigvuldigd met de absolute waarde van de elasticiteit voor de B-index (uitgaande van een relatief beperkte kostenverlaging). In het geval van een conventionele regeling (waarbij een totaalbedrag aan R&D-uitgaven fiscaal wordt ondersteund) wordt een fiscale kostenverlaging met $x\%$ bereikt met een fiscale stimulering ten bedrage van $x\%$ van de R&D-uitgaven. Hieruit volgt een multiplier voor de invloed van fiscale R&D-stimulering die bij benadering gelijk is aan de absolute waarde van de elasticiteit voor de B-index. Indien de elasticiteit voor de B-index gelijk is aan -1 , geldt dat de multiplier exact gelijk is aan 1.

¹⁷⁸ In vervolg op de redenering in de vorige voetnoot, betrekking hebbend op een conventionele regeling: bij een incrementele regeling geeft de elasticiteit voor de B-index nog wel de gevoeligheid van de R&D-uitgaven weer voor een fiscale kostenverlaging van R&D, maar de fiscale R&D-stimulering die nodig is om een kostenverlaging van R&D met $x\%$ te bereiken, is dan geringer dan $x\%$ van de R&D-kosten. Daardoor kan de multiplier bij een incrementele regeling boven de absolute waarde van de elasticiteit voor de B-index uitstijgen.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

De elasticiteiten die in de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000), de Europese Commissie (2004) en Falk (2006) zijn gevonden voor de B-index, komen vrij laag uit in vergelijking met de multiplier van ongeveer 1,00 die in een overzichtsstudie van Hall en Van Reenen (2000) realistisch wordt geacht voor fiscale R&D-stimulering. Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) vinden in een panelanalyse voor 9 OECD-landen over de periode 1979-1997 een prijselasticiteit van R&D die op korte termijn ongeveer $-0,1$ is, maar op langere termijn de waarde $-1,0$ nadert. De prijselasticiteit van R&D is geschat aan de hand van een belastingvariabele die qua methodiek sterk overeenkomt met de B-index.¹⁷⁹ Een prijselasticiteit van $-1,0$ op lange termijn zou voor conventionele R&D-faciliteiten neerkomen op een langetermijnmultiplier van 1,0. Voor de Amerikaanse tax credit is in enkele studies een multiplier van ongeveer 2 gevonden. Dat betreft studies van Baily en Chakrabarti (1988, blz. 118-129) en Hall (1993) met regressies op respectievelijk sector- en individueel bedrijfsniveau. Dat in deze studies een dergelijke hoge multiplier is gevonden, kan worden verklaard uit het incrementele karakter van de Amerikaanse tax credit. Berekeningen van Cordes (1989) geven de indruk dat de multiplier voor de Amerikaanse R&D tax credit ongeveer twee keer zo hoog zou kunnen zijn als de absolute waarde van de prijselasticiteit van R&D.¹⁸⁰

In de empirische analyse in hoofdstuk 8 zal net als in de studies van Guellec en Van Pottelsberghe (2000), De Europese Commissie (2004) en Falk (2006) in een panelanalyse voor een groot aantal landen het effect van de B-index worden onderzocht naast het effect van subsidies, kredieten en R&D-opdrachten. Daarbij zal rekening worden gehouden met de mogelijkheid dat de B-index met een lange vertraging doorwerkt in de R&D-uitgaven van bedrijven, in lijn met de bevinding van Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) dat het langetermijneffect van fiscale faciliteiten veel groter zou zijn dan het kortetermijneffect. Voorts zijn verschillen met de analyses van Guellec en Van Pottelsberghe (2000), de Europese Commissie (2004) en Falk (2006) dat een groot aantal andere variabelen in beschouwing zal worden genomen en dat de schattingsperiode langer is, namelijk de periode 1970-2006. De concrete vormgeving van de overheidsfinancieringstermen in de te schatten vergelijking ter verklaring van de private R&D-intensiteit wordt in paragraaf 8.2 besproken.

6.5.2 Publieke R&D

Zoals eerder vermeld, is in de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004) ook de invloed van publieke R&D-uitgaven op de R&D-uitgaven van bedrijven onderzocht. In beide onderzoeken is hierbij een onderscheid gemaakt tussen R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en R&D-uitgaven van researchinstellingen. Het ligt niet op voorhand vast of publieke R&D-uitgaven een positieve dan wel negatieve invloed op de R&D-uitgaven van bedrijven zouden hebben. Net als bij de R&D-op-

¹⁷⁹ De prijsvariabele in de geschatte vergelijkingen betreft de gebruikskosten van R&D. Hiervoor is een instrumentele variabele ingezet die de belastingcomponent van de kosten van R&D weergeeft. Deze belastingcomponent representeert het belastingregime voor R&D in een land, vergelijkbaar met de B-index.

¹⁸⁰ In de berekeningen heeft Cordes (1989) een prijselasticiteit van R&D verondersteld tussen de $-0,2$ en $-0,5$. Op basis daarvan schat hij de multiplier voor de Amerikaanse R&D tax credit in tussen de 0,35 en 0,93. Opgemerkt kan worden dat de R&D tax credit in de Verenigde Staten tegenwoordig anders is vormgegeven dan indertijd in de jaren tachtig, zodat de uitkomsten slechts als indicatief kunnen worden beschouwd voor de tegenwoordige R&D tax credit in de Verenigde Staten.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

drachten van de overheid werken hier twee effecten tegen elkaar in. Enerzijds kan publieke R&D via kennisspillovers het rendement op private R&D-uitgaven vergroten en daarmee de private R&D-uitgaven stimuleren. Anderzijds kan sprake zijn van substitutie/verdringing van private R&D door publieke R&D. Welk effect overheerst, hangt af van de mate van relevantie van het publieke onderzoek voor verdere kennisontwikkeling bij bedrijven (spillovereffect) en van de mate waarin het voor (individuele) bedrijven rendabel zou zijn om het publieke uitgevoerde onderzoek zelf uit te voeren (substitutie-effect).

Guellec en Van Pottelsberghe (2000) vinden een negatief effect op de private R&D-uitgaven van zowel de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen als de R&D-uitgaven van researchinstellingen. Uit de gevonden elasticiteiten is (op basis van verhoudingsgetallen voor het jaar 1997, gemiddeld over de landen) af te leiden dat een euro extra R&D-uitgaven bij hogeronderwijsinstellingen tot 0,18 euro minder R&D-uitgaven bij bedrijven zou leiden en dat een euro extra R&D bij researchinstellingen de R&D-uitgaven van bedrijven met 0,44 euro zou verminderen. Als de R&D-uitgaven van researchinstellingen worden gecorrigeerd voor onderzoek op het terrein van defensie, werken de R&D-uitgaven van researchinstellingen neutraal uit op de R&D-uitgaven van bedrijven in de schattingen van Guellec en Van Pottelsberghe (2000). De uitkomsten van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) staan in sterk contrast met die van de Europese Commissie (2004). In het onderzoek van de Europese Commissie (2004) wordt een zeer sterk positief effect gevonden van publieke R&D-uitgaven. De gevonden elasticiteiten voor de publieke R&D-variabelen houden in dat een euro extra R&D-uitgaven bij hogeronderwijsinstellingen zou leiden tot 1,3 euro extra R&D-uitgaven van bedrijven en dat een euro extra R&D-uitgaven bij researchinstellingen zou leiden tot 1,1 extra R&D-uitgaven van bedrijven.

Daarmee zijn de uitkomsten van de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004) sterk met elkaar in tegenspraak. Voorts kan gesteld worden dat de uitkomsten van de Europese Commissie (2004) ongelooftwaardig hoog lijken. De recentere literatuur overziende, wijzen de uitkomsten van verschillende schattingen wel eerder op een positief effect van publieke R&D-uitgaven dan van een negatief effect. Zo wordt in de eerdergenoemde panelanalyse van Falk (2006) een significant positief effect van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen gevonden (voor de R&D-uitgaven van researchinstellingen wordt geen resultaat gepresenteerd). Ook in een panelanalyse van Reinthaler en Wolff (2002) (voor 16 OECD- over de periode 1981-1997) wordt een significant positief effect van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen gevonden. Daarnaast is sprake van een niet-significant positief effect van de R&D-uitgaven van researchinstellingen. In beide onderzoeken is het gevonden effect van publieke R&D-uitgaven gematigder dan in het onderzoek van de Europese Commissie (2004).

Het totaal overziende bestaat er nog veel onduidelijkheid over de grootte van het effect van publieke R&D-uitgaven op de R&D-uitgaven van bedrijven en over de mogelijk verschillende uitwerkingen van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en R&D-uitgaven van researchinstellingen. In de empirische analyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8 wordt getracht meer duidelijkheid te verkrijgen op dit terrein door publieke R&D-variabelen op te nemen in te schatten vergelijking. Daarbij zal net als in de hiervoor besproken onderzoeken een onderscheid worden gemaakt tussen R&D van hogeronderwijsin-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

stellingen en R&D van researchinstellingen. Afwijkend van deze onderzoeken is echter dat bij de verklarende variabelen zal worden uitgegaan van publiek R&D-kapitaal in plaats van publieke R&D-uitgaven. Op die wijze wordt er rekening mee gehouden dat niet alleen lopende publieke R&D-inspanningen, maar ook publieke R&D-inspanningen over een reeks van jaren in het verleden, de publieke kennis vormen die door bedrijven benut kan worden bij de eigen (private) R&D-activiteiten. Concreet worden de R&D-kapitaalintensiteiten van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen gehanteerd als verklarende variabelen voor de private R&D-intensiteit.

6.5.3 Publiek-private interactie bij publieke R&D

Naast een direct effect van publieke R&D op de R&D-uitgaven van bedrijven wordt rekening gehouden met een mogelijke invloed van publiek-private interactie bij publieke R&D. Meer publiek-private interactie duidt op een grotere relevantie van de publieke R&D voor bedrijven, waarvan een positief effect verwacht kan worden op de R&D-uitgaven van bedrijven zelf.¹⁸¹ Als indicator voor publiek-private interactie wordt hier, net als bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, uitgegaan van de mate waarin publieke R&D door bedrijven is gefinancierd. Gerealiseerd dient te worden dat dit een beperkte maatstaf is voor publiek-private interactie. Zoals eerder al werd aangegeven (in paragraaf 6.4.3), is dit echter de enige indicator voor publiek-private interactie waarvoor de benodigde lange tijdreeksen beschikbaar zijn.

Net als bij de directe invloed van publieke R&D zal bij de invloed van publiek-private interactie een onderscheid worden gemaakt tussen R&D van hogeronderwijsinstellingen en R&D van researchinstellingen. Voorts zal consistent met de modellering van de directe invloed van publieke R&D privaats gefinancierd publiek R&D-kapitaal als uitgangspunt worden genomen in plaats van privaats gefinancierde publieke R&D-uitgaven. In overeenstemming met de modellering van publiek-private interactie bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zal de private financiering van beide categorieën publiek R&D-kapitaal worden uitgedrukt in verhouding tot de omvang van de afzonderlijke voorraden publiek R&D-kapitaal. Daarmee worden additionele effecten van publiek-private interactie op de R&D-intensiteit van bedrijven geschat, naast de directe invloeden van de R&D-kapitaalintensiteiten van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen.

De aandelen van private financiering binnen de twee categorieën publiek R&D-kapitaal worden gecombineerd in een samengestelde term. Daarin wordt de invloed van publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen onderscheiden van de invloed van publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van researchinstellingen, onder andere afhankelijk van de relatieve omvang van beide voorraden publiek R&D-kapitaal. De precieze wiskundige vormgeving van de (samengestelde) term wordt in paragraaf 8.2 besproken.

De invloed van publiek-private interactie is nog niet veel onderzocht in empirische analyses ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven (op macroniveau). Er wordt hier tot op zekere hoogte aangesloten bij Berman (1990), die eerder op basis van tijdreeksen voor de Vere-

¹⁸¹ Zie bijvoorbeeld Porter en Ketels (2003, blz. 40) en Ministerie van Economische Zaken en Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap (2004, blz. 6) voor enkele kwalitatieve passages hierover in beleidsmatige rapporten.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

nigde Staten een positieve invloed heeft gevonden van privaat gefinancierde R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen op de R&D-uitgaven van bedrijven (beide uitgedrukt in absolute bedragen). Hierboven is op diverse punten een avancering aangegeven ten opzichte van de eerdere benadering van Berman (1990). Jaumotte en Pain (2005a) hebben in een panelanalyse voor 20 OECD-landen over de periode 1982-2001 het aandeel van private financiering in de totale publieke R&D-uitgaven als verklarende variabele opgenomen voor de R&D-intensiteit van bedrijven. Er werd een significant positief effect van deze variabele gevonden.

6.5.4 Relatieve prijs van R&D

Bij de empirische schattingen in hoofdstuk 8 heeft ook de relatieve prijs van R&D een rol als verklarende factor. Die relatieve prijs van R&D dient in samenhang te worden gezien met de wijze waarop de te verklaren variabele is gedefinieerd: het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product, beide uitgedrukt in prijzen van 2005. Bij het volume van de R&D-uitgaven in de teller van de te verklaren variabele wordt er rekening mee gehouden dat de R&D-uitgaven van bedrijven voor ongeveer de helft bestaan uit loonkosten en dat de lonen van R&D-personeel op langere termijn sterker toenemen dan het algemene prijspeil (conform Coe en Helpman, 1995; zie paragraaf B6.2.2 van bijlage B6.2). Hierdoor stijgt de prijsontwikkeling van R&D structureel sterker dan de prijsontwikkeling van het bruto binnenlands product. Op deze wijze wordt uitgegaan van een volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven zoals die relevant is voor de doorwerking in de voorraad R&D-kapitaal. Tegelijkertijd zal als te verklaren variabele de prijs van R&D in verhouding tot de prijs van het bruto binnenlands product worden opgenomen om na te gaan wat de invloed van de relatieve prijsontwikkeling van R&D is op de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven. Hierbij moet echter worden aangetekend dat de relatieve prijsontwikkeling van R&D niet exact gekwantificeerd wordt, omdat de ontwikkeling van de loonkosten van R&D-personeel benaderd wordt aan de hand van de algemene loonontwikkeling in een land.

De te schatten coëfficiënt voor de relatieve prijs van R&D geeft een prijselasticiteit van R&D weer, waarmee vervolgens ook kan worden nagegaan wat de invloed van de relatieve prijsontwikkeling is op de nominale R&D-intensiteit (nominale R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de nominale waarde van het bruto binnenlands product). Zo geldt bij een prijselasticiteit van -1 dat de relatief sterkere prijsontwikkeling van R&D zich proportioneel vertaalt in een geringere ontwikkeling van het volume van de R&D-uitgaven, waarmee er per saldo geen invloed van uitgaat op de nominale R&D-intensiteit. Bij een absolute waarde van de prijselasticiteit kleiner (groter) dan 1 zou een sterkere prijsontwikkeling van R&D een positieve (negatieve) invloed hebben op de ontwikkeling van de nominale R&D-intensiteit.

Prijselasticiteiten van R&D worden veel geschat met de gebruikskosten van R&D als prijsvariabele. De relatieve prijs van R&D maakt deel uit de reële gebruikskosten van R&D, naast de B-index, een afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal en vermogenskosten (zie bijvoorbeeld Jaumotte en Pain, 2005a). Uitkomsten van schattingen van de prijselasticiteit van R&D variëren in de literatuur, maar meestal wordt een absolute waarde lager dan 1 gevonden. Een voorbeeld is een onderzoek van Lokshin en Mohnen (2010), waarin met data op individueel bedrijfsniveau voor Nederland een langetermijnprijselasticiteit van R&D is gevonden van $-0,79$.¹⁸²

¹⁸² In het in paragraaf 6.5.1 genoemde onderzoek van Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) wordt ge-

6.5.5 Sectorstructuur

In paragraaf 6.4.1 is het belang van de sectorstructuur voor de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven in een land al aan de orde gekomen. In Nederland zijn diverse sectorstructuuranalyses uitgevoerd om de invloed van de sectorstructuur te onderzoeken op de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland in vergelijking met andere OECD-landen. Daarbij is de totale R&D-achterstand van Nederland uitgesplitst in een deel dat toe te schrijven is aan de specifieke minder op R&D gerichte sectorstructuur van Nederland en in een intrinsieke achterstand, die toe te schrijven is aan bij het buitenland achterblijvende R&D-intensiteiten op sectorniveau (Van Velsen, 1988; Hollanders en Verspagen, 1998 en 1999; Ruiters, 2003; Erken en Ruiters, 2008; Haveman en Donselaar, 2008; Van Stel e.a., 2011). Uit de meest recente berekeningen, gepresenteerd in onderzoek van Van Stel e.a. (2011), volgt dat de Nederlandse achterstand in bedrijfs-R&D ten opzichte van het OECD-gemiddelde in 2006 en 2007 voor ongeveer 0,4% van het bruto binnenlands product tegen basisprijzen kan worden toegeschreven aan een negatief sectorstructureffect. In 2006 betrof dat ongeveer tweederde deel van de totale private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het OECD-gemiddelde, in 2007 zelfs ongeveer 80%.

In de empirische analyse in hoofdstuk 8 wordt op globale wijze rekening gehouden met de invloed van de sectorstructuur op de R&D-uitgaven van bedrijven. Daarvoor worden twee sectorstructuurvariabelen opgenomen in de te schatten vergelijking voor de R&D-uitgaven van bedrijven: het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie en het aandeel van de industrie in het bruto binnenlands product. Deze twee variabelen representeren tezamen het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product. Door hier twee componenten te onderscheiden kan een vollediger schatting van het effect van de sectorstructuur op de R&D-uitgaven van bedrijven plaatsvinden dan bij het simpelweg hanteren van het aandeel van aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product als variabele.

Met deze sectorstructuurvariabelen wordt aangesloten bij eerder onderzoek ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven van Guellec en Ioannidis (1999). Daarin wordt een geavanceerder vormgegeven sectorstructuurvariabele gebruikt. Die variabele is gedefinieerd als een gewogen gemiddelde van de aandelen van afzonderlijke sectoren in het bruto binnenlands product van een land, waarbij als gewichten gebruikt worden: de aandelen die de sectoren hebben in de R&D-uitgaven van bedrijven, uitgaande van een bepaald jaar (te weten 1985). Deze variabele brengt een verdere differentiatie naar sectoren aan dan het geval is bij de twee variabelen die in dit onderzoek worden gehanteerd. Guellec en Ioannidis (1999) geven aan dat de indicator voornamelijk het aandeel van (medium)hightechsectoren in het bruto binnenlands product reflecteert. Daarmee is de indicator uit het onderzoek van Guellec en Ioannidis (1999) in vergaande mate vergelijkbaar met de combinatie van variabelen die in dit onderzoek is gekozen om de sectorstructuur weer te geven. Guellec en Ioannidis (1999) vinden een sterk sig-

abstraheerd van de relatieve prijs van R&D binnen de gebruikskosten van R&D, hoewel bij de te verklaren R&D-uitgaven wel wordt gewerkt met een aparte deflator voor de R&D-uitgaven, vergelijkbaar met de deflator die in dit proefschrift wordt gehanteerd. Jaumotte en Pain (2005a) hanteren de prijsontwikkeling van het bruto binnenlands product als proxy voor de prijsontwikkeling van R&D, waarmee de relatieve prijs van R&D vervalt als component binnen de reële gebruikskosten van R&D. Zij vinden een langetermijnprijselasticiteit van R&D van $-0,31$ – $-0,35$.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

nificant positief effect van de sectorstructuurindicator in schattingen voor de ‘G6’- en de ‘G12’-landen over de periode 1972-1995.¹⁸³

In het eerdergenoemde onderzoek van de Europese Commissie (2004) is ook rekening gehouden met de sectorstructuur. In dat onderzoek is hiervoor als variabele het aandeel van high-techexporten in de totale export van de industrie gekozen. Dat levert een sterk significante elasticiteit op. Eenzelfde benadering treft men aan bij Falk (2006), waarbij eveneens een sterk significante elasticiteit wordt gevonden.

6.5.6 Hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland

Bij de bespreking van de (semi-)endogene groeitheorie in paragraaf 3.2 is naar voren gekomen dat bij de ontwikkeling van nieuwe technologische kennis wordt voortgebouwd op al beschikbare binnenlandse en buitenlandse technologische kennis. Aldus geldt binnen een kennisproductiefunctie dat het rendement op R&D-inspanningen groter is naarmate de beschikbare binnenlandse en buitenlandse kennisvoorraad groter is. Vanuit die achtergrond wordt in de vergelijking ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven rekening gehouden met de hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland. Die hoogwaardige kennisvoorraad wordt gerepresenteerd door de technologische kennisvoorraad die voor het binnen- en het buitenland berekend kan worden op basis van gecumuleerde aantallen toegekende Amerikaanse patenten (in lijn met Porter en Stern, 2000). De hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland (in verhouding tot de voorraad binnenlands R&D-kapitaal) is in paragraaf 6.4.2 al besproken als mogelijke determinant van de TFP binnen de arbeidsproductiviteit. De buitenlandse hoogwaardige kennisvoorraad wordt simpelweg berekend door per land de hoogwaardige kennisvoorraad in de 19 andere OECD-landen uit het onderzoek bij elkaar op te tellen.

Te verwachten is dat de binnenlandse hoogwaardige kennisvoorraad een positieve invloed heeft op de R&D-uitgaven van bedrijven. Hetzelfde kan gelden bij de buitenlandse kennisvoorraad, maar een mogelijkheid is ook dat een grotere buitenlandse kennisvoorraad een negatieve invloed heeft op de R&D-uitgaven van binnenlandse bedrijven. Het zou voor bedrijven reden kunnen zijn om juist minder R&D zelf te verrichten als er al meer kennis in het buitenland beschikbaar is om op voort te bouwen. Ook zou het succesvol zijn van buitenlandse bedrijven op bepaalde technologiegebieden (tot uitdrukking komend in toegekende Amerikaanse patenten) ontmoedigend uit kunnen werken op inspanningen van binnenlandse bedrijven om succes op die gebieden te bereiken (vergelijk het ‘raising the bar’ effect in het onderzoek van Porter en Stern (2000), besproken in paragraaf 3.4). Deze aspecten kunnen ook van invloed zijn bij het effect van de binnenlandse kennisvoorraad op de R&D-uitgaven van binnenlandse bedrijven, maar daar zou eerder kunnen gelden dat een grotere hoeveelheid in het binnenland opgebouwde hoogwaardige kennis reden is voor bedrijven om meer op de eigen sterktes voort te bouwen met meer R&D-inspanningen.

Ook internationalisering van R&D kan hier een rol spelen. Onderzoek van Erken en Kleijn (2008) geeft aan dat de beschikbaarheid van excellente kennis in een land een belangrijke locatiefactor is voor het aantrekken van R&D van multinationale ondernemingen. In dat licht

¹⁸³ ‘G6’ (grootste R&D-uitgevers in de OECD): Canada, Duitsland, Frankrijk, Japan, Verenigd Koninkrijk en Verenigde Staten (= G7 exclusief Italië): ‘G12’: ‘G6’ plus Denemarken, Finland, Italië, Nederland, Noorwegen en Zweden.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

kan verwacht worden dat een grotere hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland een positieve invloed heeft op de R&D-inspanningen van multinationals in eigen land, terwijl een grotere hoogwaardige kennisvoorraad in het buitenland juist tot meer R&D in het buitenland zou kunnen leiden ten koste van R&D in het binnenland. Dat laatste geeft een extra reden waarom een grotere buitenlandse hoogwaardige kennisvoorraad kan leiden tot minder R&D in eigen land.

Het is nog niet gangbaar in de empirische literatuur ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven om expliciet met de (binnenlandse/buitenlandse) technologische kennisvoorraad rekening te houden, zodat hier op basis van de beschikbare empirie nog weinig over gezegd kan worden. In onderzoek van Bottazzi en Peri (2005), dat in paragraaf 3.4 al aan de orde is gekomen bij de bespreking van onderzoeken waarin aan de hand van patentdata (semi-)endogene groeimodellen zijn getoetst, zijn echter al wel positieve effecten gevonden van de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad op de hoeveelheid R&D-personeel in een land. In dat onderzoek zijn de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad gemeten op basis van gecumuleerde aantallen aangevraagde Amerikaanse patenten. De effecten zijn gevonden binnen een panelanalyse voor 15 OECD-landen over de periode 1972-1999.¹⁸⁴

Jaumotte en Pain (2005a) hebben in hun internationale panelanalyse een significant positief effect op de R&D-intensiteit van bedrijven gevonden van de hoeveelheid buitenlands privaat R&D-kapitaal (gewogen op basis van invoeraandelen) in verhouding tot het bruto binnenlands product. Deze variabele kan als een indicator worden beschouwd voor de buitenlandse technologische kennisvoorraad, maar vertegenwoordigt ook deels de R&D-intensiteit van concurrenten en leveranciers in het buitenland. Daarmee raakt deze variabele ook sterk aan de in paragraaf 6.5.15 te bespreken wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven als verklarende factor voor de R&D-intensiteit van bedrijven in het eigen land.

Bij de modellering van de binnenlandse en de buitenlandse hoogwaardige kennisvoorraad als verklarende factoren voor de R&D-uitgaven van bedrijven is een complicerend aspect dat landen niet even groot zijn. Bij het afzonderlijk opnemen van de binnenlandse en de buitenlandse hoogwaardige kennisvoorraad in een te schatten vergelijking zou een weging voor de hand liggen. Voor kleinere landen zou de hoogwaardige kennisvoorraad in het buitenland dan zwaarder kunnen wegen ten opzichte van de hoogwaardige kennisvoorraad in het eigen land dan in grotere landen. Om deze moeilijkheid te vermijden, worden in de te schatten vergelijking naast elkaar onderscheiden: de binnenlandse hoogwaardige kennisvoorraad en de hoogwaardige kennisvoorraad op het wereldwijde niveau (als optelsom van de binnenlandse en de buitenlandse hoogwaardige kennisvoorraad). Het effect van de binnenlandse hoogwaardige kennisvoorraad geeft dan een additioneel effect weer ten opzichte van het effect van de wereldwijde hoogwaardige kennisvoorraad dat zelfstandig per land interpreteerbaar is. Verondersteld kan worden dat dit additionele effect van de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland voor grotere en kleinere landen even zwaar weegt. Door vervolgens de binnenlandse

¹⁸⁴ De gevonden positieve effecten van de binnenlandse en de buitenlandse kennisvoorraad op de hoeveelheid R&D-personeel blijken uit simulaties die worden gepresenteerd in het onderzoek. De achterliggende geschatte vergelijking wordt weergegeven in het onderzoek, maar de gevonden waarden voor de coëfficiënten van de kennisvoorraadvariabelen (en de significantie ervan) worden niet getoond.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

hoogwaardige kennisvoorraad uit te drukken in verhouding tot de omvang van de binnenlandse beroepsbevolking en de wereldwijde hoogwaardige kennisvoorraad in verhouding tot de omvang van de wereldwijde beroepsbevolking, worden de twee variabelen verder zodanig geschaald dat deze ook qua omvang direct vergelijkbaar zijn met elkaar.

Naast deze afzonderlijke variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland en de hoogwaardige kennisvoorraad op het wereldwijde niveau wordt een samengestelde term opgenomen die specifiek betrekking heeft op het belang van de hoogwaardige kennisvoorraadpositie van een land voor het R&D-vestigingsklimaat. Daarin wordt de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland (in verhouding tot de omvang van de binnenlandse beroepsbevolking) uitgedrukt ten opzichte van de hoogwaardige kennisvoorraad in het buitenland (in verhouding tot de omvang van de buitenlandse beroepsbevolking). Vervolgens wordt daar een interactieterm aan gekoppeld die de openheid van de economie weergeeft. De R&D-intensiteit van bedrijven in een land is namelijk gevoeliger voor internationalisering van R&D naarmate de economie opener is. Bij de empirische schattingen zal worden gezien in hoeverre er een aparte rol van deze samengestelde term naar voren komt, naast of in plaats van de afzonderlijk opgenomen variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland en op het wereldwijde niveau.

6.5.7 Welvaartsniveau

Het welvaartsniveau (materieel gemeten als het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking) is een alternatieve maatstaf voor het technologische ontwikkelingsniveau van een land. De voorraad gecumuleerde patenten is een directe maatstaf voor het technologische kennisniveau in een land, terwijl het welvaartsniveau ook afhankelijk is van het vermogen van een land om technologische kennis te benutten voor economische ontwikkeling (Stern, Porter en Furman, 2000). Vanuit deze achtergrond zou het welvaartsniveau net als de hoogwaardige kennisvoorraad (berekend op basis van gecumuleerde aantallen toegekende Amerikaanse patenten) van invloed kunnen zijn op de R&D-uitgaven van bedrijven. Daarnaast betekent een hoger welvaartsniveau dat de bevolking meer middelen te besteden heeft, wat een positieve invloed heeft op het afzetpotentieel voor innovatieve producten in eigen land (Reinthalen en Wolff, 2002). Ook dat kan een positieve invloed uitoefenen op de R&D-uitgaven in een land. Vanwege deze twee kanalen waarlangs het welvaartsniveau van invloed kan zijn op de R&D-uitgaven van bedrijven, zal aanvullend op de invloed van de hoogwaardige kennisvoorraad de rol van het welvaartsniveau worden onderzocht.

Het welvaartsniveau kan twee functies hebben binnen empirische schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven: er kan een daadwerkelijk causaal effect worden geschat, maar de variabele kan ook voornamelijk dienst doen als controlevariabele voor niet in de vergelijking opgenomen variabelen. Dit speelt vooral als in de vergelijking slechts een beperkt aantal variabelen is opgenomen. Het laatste is bijvoorbeeld van belang bij het eerdergenoemde onderzoek van de Europese Commissie (2004), waarin de aandacht vooral uitgaat naar de invloed van overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D (fiscale faciliteiten en overige overheidsfinanciering) en publieke R&D. In dat onderzoek wordt ‘gecontroleerd’ voor de sectorstructuur en het ontwikkelingsniveau van een land door een sectorstructuurvariabele en het welvaartsniveau als verklarende variabelen op te nemen. Voor het welvaartsniveau wordt een significante elasticiteit gevonden van 0,53 gevonden. Hoewel dit gevonden effect van het wel-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

vaartsniveau in algemene zin iets zegt over het belang van het ontwikkelingsniveau van een land voor de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven, is hiermee nog niet duidelijk in hoeverre het welvaartsniveau ook als een zelfstandige determinant kan worden beschouwd van de R&D-uitgaven van bedrijven.

Reinthalen en Wolff (2002) beschouwen het welvaartsniveau als een variabele die tezamen met de openheid van de economie de winstmogelijkheden voor toekomstige innovaties representeert. Zij vinden een sterk positief effect van het welvaartsniveau in een vergelijking voor de R&D-uitgaven van bedrijven waarin verder zijn opgenomen: de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D (exclusief fiscale faciliteiten), de belasting- en premiedruk, de openheid van de economie, publieke R&D en het aandeel van hoger opgeleiden in de bevolking. Falk (2006) noemt het welvaartsniveau een maatstaf voor de levensstandaard in een land. Als toelichting wordt hierop gegeven dat rijke landen meer in R&D investeren dan arme landen. Deels zou het hier kunnen gaan om een invloed via winstmogelijkheden voor toekomstige innovaties, maar deels ook om een controlevariabele voor het ontwikkelingsniveau in een land. Falk (2006) vindt een significant positief effect van het welvaartsniveau op de R&D-uitgaven van bedrijven in een vergelijking waarin verder rekening wordt gehouden met de B-index, de overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en de openheid van de economie.

In de empirische analyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8 zal bezien worden in hoeverre het welvaartsniveau nog een aanvullende invloed heeft op de R&D-uitgaven van bedrijven als al rekening wordt gehouden met een groot aantal andere verklarende variabelen, waaronder de technologische kennisvoorraad gemeten op basis van toegekende Amerikaanse patenten.

6.5.8 Gemiddelde opleidingsduur

Menselijk kapitaal is een belangrijke inputfactor voor R&D. De beschikbaarheid van R&D-personeel is daarmee een randvoorwaarde voor R&D-inspanningen. Daarnaast is menselijk kapitaal van belang voor het vertalen van kennis ontwikkeld met R&D naar daadwerkelijke commerciële innovaties. Dat is eveneens van belang voor de rol van menselijk kapitaal als verklarende factor voor de R&D-uitgaven van bedrijven (Sjögren, 1998; Reinthalen en Wolff, 2002). In de paragrafen 6.2.2, 6.3.2 en 6.3.3 is het belang van menselijk kapitaal voor innovatie al aan de orde gekomen onder de noemer dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal, betrekking hebbend op de bijdrage van menselijk kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling via innovatie. Daarbij is de gemiddelde opleidingsduur als beschikbare variabele besproken om de dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal te modelleren. Ook bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven zal de gemiddelde opleidingsduur worden gebruikt als variabele voor menselijk kapitaal.

In paragraaf 6.3.2 is (in relatie tot de TFP-ontwikkeling) al gewezen op de beperking van de gemiddelde opleidingsduur als indicator voor menselijk kapitaal bij innovatie. Het is een algemene indicator die het gemiddelde opleidingsniveau van de bevolking representeert, maar nog niet het aantal kenniswerkers weergeeft dat beschikbaar is voor innovatieve activiteiten. In het algemeen zou de kern van het wetenschappelijk en technologisch arbeidspotentieel hier meer geschikt voor zijn, waarvoor echter niet voldoende data beschikbaar zijn. Specifiek als input-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

factor voor R&D zou ook het aandeel van bèta's/technici in de beroepsbevolking van belang zijn, waarvoor eveneens niet voldoende data beschikbaar zijn.¹⁸⁵

De invloed van de gemiddelde opleidingsduur op de R&D-uitgaven van bedrijven is eerder onderzocht door Kanwar en Evenson (2001) en de Europese Commissie (2003). In het onderzoek van Reinthaler en Wolff (2002) is een grotendeels vergelijkbare variabele gekozen: het aandeel van hoger opgeleiden in de bevolking. De schattingen laten wisselende resultaten zien. 'Fixed effects'- en 'random effects'-schattingen van Reinthaler en Wolff (2002) leveren geen significante positieve invloed op.¹⁸⁶ Hetzelfde geldt voor 'random effects'-schattingen van Kanwar en Evenson (2001). Reinthaler en Wolff (2002) vinden wel een significant positief effect bij panelschattingen zonder 'fixed' dan wel 'random effects', waaruit geconcludeerd wordt dat het aandeel van hoger opgeleiden wel een belangrijke variabele is voor de verklaring van cross-sectieverschillen tussen landen bij de R&D-uitgaven van bedrijven. De Europese Commissie (2003) vindt een significant positief effect van de gemiddelde opleidingsduur in een 'fixed effects'-schatting als niet tegelijkertijd financiëlemarktvariabelen, te weten bankkrediet en de waarde van het aandelenkapitaal ('stock market capitalisation'), in de vergelijking worden opgenomen. Volgens de interpretatie van de Europese Commissie (2003) zou dit kunnen betekenen dat de hoeveelheid beschikbaar menselijk kapitaal bij bedrijven al verwerkt is in de waarde van het aandelenkapitaal. Het is echter moeilijk om conclusies uit deze analyse te trekken, omdat slechts met enkele andere variabelen rekening is gehouden.

6.5.9 Bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland

De invloed van bescherming van intellectueel eigendom op de R&D-uitgaven is tamelijk veel onderzocht in de literatuur. Het is gangbaar hiervoor uit te gaan van de 'index of patent rights', die ontworpen is door Ginarte en Park (1997) en waarvoor data over een lange periode en voor een groot aantal landen beschikbaar zijn (Park, 2008). In deze index komen diverse aspecten van het intellectuele eigendomsregime in een land tot uitdrukking, onderverdeeld in vijf categorieën: 1) bereik (gebieden waarop patenten kunnen worden aangevraagd), 2) lidmaatschap van internationale patentverdragen, 3) verlies van bescherming (restricties op het patentrecht), 4) naleving (mechanismen die zorgen voor naleving van patentrechten) en 5) duur (periode dat een inventie beschermd wordt). Een robuuste uitkomst van verschillende onderzoeken is dat de 'index of patent rights' een positieve invloed heeft op de R&D-uitgaven van bedrijven in een land. Zie voor uiteenlopende regressieanalyses met deze variabele Basanini en Ernst (2002), Park (2001), Lederman en Maloney (2003), Varsakelis (2001) en Jaumotte en Pain (2005a). In het laatstgenoemde onderzoek wordt geen duidelijk positief effect van de 'index of patent rights' gevonden.

Ook in de empirische analyse in hoofdstuk 8 zal bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven de 'index of patent rights' als verklarende variabele worden opgenomen. Er wordt

¹⁸⁵ Jaumotte en Pain (2005a) werken met een variabele die het aandeel van wetenschappers en technici binnen het aantal werknemers uit zou dienen te drukken. Bij de operationalisering van die variabele is echter het aantal onderzoekers binnen de bedrijfs-R&D gekozen, waarmee de R&D-intensiteit van bedrijven deels (tautologisch) uit zichzelf wordt verklaard.

¹⁸⁶ De 'fixed effects' houden in dat landendummy's zijn opgenomen. Dan zijn de schattingen alleen gebaseerd op ontwikkelingen van variabelen over de tijd. Bij de 'random effects'-schattingen wegen ook cross-sectieverschillen tussen landen mee in het schattingsresultaat.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

echter in aanmerking genomen dat deze variabele hoofdzakelijk de bescherming van intellectueel eigendom op de eigen binnenlandse markt weergeeft, terwijl deze bescherming op buitenlandse markten eveneens belangrijk is of mogelijk nog belangrijker is (vooral voor kleinere landen met relatief veel export). Daarom zal een term worden opgenomen waarin de ‘index of patent rights’ in het eigen land wordt gecombineerd met die in het buitenland. De ‘index of patent rights’ in het buitenland wordt voor elk land afzonderlijk berekend door de waarde van deze variabele in de verschillende buitenlanden te wegen op basis van de aandelen van die landen in de export van het eigen land. Vervolgens wordt er via interactievariabelen rekening gehouden mee gehouden dat voor de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in een land de ‘index of patent rights’ in het buitenland belangrijker is ten opzichte van de ‘index of patent rights’ in het eigen land naarmate het aandeel van de export in de totale afzet van een land groter is. Voor de concrete wiskundige vormgeving van de te hanteren (samengestelde) term wordt verwezen naar paragraaf 8.2.

6.5.10 Winstgevendheid van bedrijven

In paragraaf 6.4.6 werd al ingegaan op de invloed die de winstgevendheid van bedrijven kan hebben op de TFP-ontwikkeling bij een gegeven omvang van de voorraad R&D-kapitaal. Nu wordt aandacht geschonken aan de winstgevendheid van bedrijven als verklarende factor voor de R&D-uitgaven van bedrijven en daarmee op langere termijn de voorraad privaat R&D-kapitaal binnen de vergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

Een hogere winstgevendheid kan bedrijven prikkelen om meer R&D te verrichten, omdat de huidige winstgevendheid of de winstgevendheid in het recente verleden kan worden opgevat als een indicator voor de winsten die in de toekomst kunnen worden behaald op nieuwe investeringen, waaronder investeringen in R&D. Daarnaast is winst van belang als financieringsbron voor innovatie, waaronder R&D. Aan de andere kant kan een hogere winstgevendheid inhouden dat bedrijven minder druk voelen om te vernieuwen. Eerder onderzoek naar de invloed van de winstgevendheid op de R&D-uitgaven van bedrijven heeft vooral op microniveau plaatsgevonden. Bij de meeste schattingen werd een significante positieve invloed gevonden (zie Symeonidis (1996), Donselaar en Knoester (1999) en Hall (2002) voor literatuuroverzichten).

Donselaar en Knoester (1999) hebben eerder in een regressieanalyse op macroniveau voor Nederland een significant positief effect van de (netto)winstgevendheid gevonden op de R&D-uitgaven van bedrijven. Zij vonden echter een sterker effect van de solvabiliteit van bedrijven, gedefinieerd als het aandeel van het eigen vermogen in het totale vermogen. De solvabiliteit hangt op langere termijn sterk samen met de winstgevendheid, aangezien ingehouden winsten positief bijdragen aan het eigen vermogen van bedrijven en daarmee aan de solvabiliteit. Een belangrijk verschil is echter dat de winstgevendheid van bedrijven betrekking heeft op de winst die in een bepaald jaar wordt behaald, terwijl in de solvabiliteit ook ingehouden winst uit het verleden tot uitdrukking komt. De betere verklaringskracht van de solvabiliteit in het onderzoek van Donselaar en Knoester (1999) suggereert dat de winstgevendheid van bedrijven vooral vanwege het financieringsaspect van belang zou zijn voor de R&D-uitgaven van bedrijven. Dit betreft dan overigens niet alleen financiering van R&D uit eigen middelen. Een betere solvabiliteit vergroot ook de ‘leencapaciteit van ondernemingen’, omdat

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

dan meer eigen vermogen beschikbaar is dat als risicobuffer kan dienen voor verschaffers van vreemd vermogen (Drop en Schuit, 1992; Minne, 1997).

Internationaal zijn reeksen voor de solvabiliteit niet direct beschikbaar, hetgeen ook geldt voor een directe maatstaf voor de winstgevendheid op macroniveau. Vandaar dat bij de empirische schattingen de kapitaalinkomensquote wordt gebruikt als indicator voor de winstgevendheid van bedrijven. Hierbij zal net als bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling (zie paragraaf 6.4.6) worden uitgegaan van de nettokapitaalinkomensquote, om te corrigeren voor de toegenomen gemiddelde afschrijvingsvoet op kapitaalgoederen. Eerder is de (bruto)kapitaalinkomensquote door Minne (1995) gehanteerd als indicator voor de winstgevendheid van bedrijven in regressies voor een aantal afzonderlijke landen. Dat leidde tot wisselende resultaten, afhankelijk van het land en de specificatie van de vergelijking. Becker en Pain (2008) hebben in een panelanalyse op (industriële) sectorniveau voor het Verenigd Koninkrijk een maatstaf voor de winst van bedrijven gebruikt die sterk overeenkomt met het (bruto)kapitaalinkomen in absolute zin.¹⁸⁷ Zij vonden een significant positief kortetermijneffect van de winstgevendheid op de R&D-uitgaven in een sector. Dat duidt op een procyclisch effect van de winstgevendheid op de R&D-uitgaven bij fluctuaties in de conjunctuur. Dit effect is geschat binnen een foutcorrectiemodel, waarbij verder geen inzicht werd gegeven in het langetermijneffect van de winstvariabele. In de internationale panelanalyse van Jaumotte en Pain (2005a) is een significant positief langetermijneffect van de winstgevendheid van bedrijven gevonden op de R&D-intensiteit van bedrijven. De winst is hierbij geschaald op de omvang van het bruto binnenlands product. De winst zelf wordt niet nader gedefinieerd. Uit cijfers voor deze variabele gepresenteerd in een gerelateerd rapport (Jaumotte en Pain, 2005b) is af te leiden dat het hier om een winstbegrip gaat dat de strekking heeft van brutokapitaalinkomen.

Vanwege tegen elkaar inwerkende effecten van de winstgevendheid van bedrijven en in samenhang daarmee de mate van concurrentie op innovatie(-inspanningen) bij bedrijven, zal bij de empirische schattingen aanvullend worden nagegaan of een omgekeerd U-vormig verband tussen de kapitaalinkomensquote en de R&D-intensiteit van bedrijven wordt bevestigd. Dat verloopt analoog aan de toets die op dit punt wordt uitgevoerd bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling (zie paragraaf 6.4.6). Brouwer en Van der Wiel (2010) hebben met data op individueel bedrijfsniveau voor Nederland een omgekeerd U-vormig verband gevonden tussen de mate van concurrentie en de R&D-intensiteit van bedrijven. Dat verband kwam naar voren voor bedrijven in de industrie. Voor bedrijven in de diensten werd geen significant effect van concurrentie op de R&D-intensiteit gevonden. Scherer (1967) vond vroeger al een U-vormig verband tussen de concentratiegraad en het aantal technici en wetenschappers in verhouding tot de werkgelegenheid op het niveau van industriële sectoren in de Verenigde Staten.¹⁸⁸

¹⁸⁷ De vormgeving van de variabele wordt toegelicht in de data appendix van een eerdere discussiepaper over het onderzoek: Becker en Pain (2003). De variabele is gedefinieerd als: bruto toegevoegde waarde minus loonkosten, gedeeld met het prijspeil van de bruto toegevoegde waarde. De variabele is uitgedrukt als absoluut bedrag en berekend op sectorniveau. Er wordt geen melding gemaakt van een correctie voor toegerekend looninkomen van zelfstandigen.

¹⁸⁸ In paragraaf 6.4.6 is dit onderzoek van Scherer (1967) al genoemd en verder toegelicht in voetnoot 163. In die paragraaf is ook onderzoek van Aghion e.a. (2002, 2005) aan de orde gekomen. Aghion

6.5.11 Reële rente en privaat krediet

De reële rente kan vanwege twee redenen een negatieve invloed hebben op de R&D-uitgaven van bedrijven. Ten eerste is de rente van belang voor de disconteringsvoet die in acht wordt genomen bij investeringsbeslissingen. De disconteringsvoet representeert binnen de gebruikskosten van R&D het vereiste rendement op R&D-kapitaal (bij de component vermogenskosten). Ten tweede is de reële rente van belang voor de winstgevendheid van bedrijven. Naarmate minder rentelasten betaald hoeven te worden op vreemd vermogen, is meer winst beschikbaar voor de interne financiering van R&D. Dit aspect van de reële rente vormt een aanvulling op het effect van de (netto)kapitaalinkomensquote, waarin nog niet de rentelasten in mindering zijn gebracht.

Guellec en Ioannidis (1999) hebben een significant negatief effect van de reële rente op de R&D-uitgaven van bedrijven gevonden in hun panelschatting voor de G12-landen, maar binnen het panel van G6-landen komt geen significant effect naar voren. Een significant negatief effect van de reële rente is ook gevonden door Becker en Pain (2008) en Donselaar en Knoester (1999) in hun analyses voor respectievelijk het Verenigd Koninkrijk en Nederland. Lederman en Maloney (2003) hebben wisselende resultaten gevonden voor het effect van de reële rente binnen GMM-systeemschattingen voor 30 landen (zowel ontwikkelde landen als ontwikkelingslanden; in totaal 73 waarnemingen op basis van vijfjaarlijkse data over de periode 1975-2000, met de *totale* R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product als te verklaren variabele).

Lederman en Maloney (2003) hebben daarnaast ook de invloed onderzocht van de hoeveelheid privaat krediet in verhouding tot het bruto binnenlands product. Deze variabele wordt door Lederman en Maloney onderbouwd als maatstaf voor de diepte van de kredietmarkt, die de beschikbaarheid van krediet weergeeft bij de gegeven rentevoet. Ook Bebczuk (2002) houdt met deze variabele rekening in een gepoolde cross-sectieanalyse voor 88 landen (gemiddelden over de jaren tachtig en de jaren negentig, met de *totale* R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product als te verklaren variabele). Hij neemt daarentegen niet de reële rente op in zijn schattingen. Bebczuk (2002) presenteert de variabele voor privaat krediet als een maatstaf voor financiële ontwikkeling, voor zover het om de beschikbaarheid van krediet gaat. Onder de benaming bankkrediet is deze variabele in het voorgaande (paragraaf 6.5.8) al aan de orde gekomen bij het onderzoek van de Europese Commissie (2003). Daar wordt de bankkredietvariabele in combinatie met de waarde van het aandelenkapitaal ('stock market capitalisation') gebruikt om de omvang en structuur van de financiële markten (omvang van aandelenmarkt in vergelijking met omvang van de kredietmarkt) te representeren.

De uitkomsten van de schattingen van Lederman en Maloney (2003) geven een indicatie dat zowel de reële rente als de omvang van de kredietmarkt van belang is voor de R&D-uitgaven

e.a. (2002) hebben met data op individueel bedrijfsniveau voor industriële bedrijven in het Verenigd Koninkrijk een omgekeerd U-vormig verband gevonden tussen de mate van concurrentie en de R&D-uitgaven. In het onderzoek van Aghion e.a. (2005), dat uitgevoerd is met data op het niveau van industriële sectoren, wordt kwalitatief melding gemaakt van een gevonden omgekeerd U-vormig verband tussen de mate van concurrentie en de R&D-uitgaven van bedrijven, maar in dat geval bleken de gevonden coëfficiënten niet significant te zijn.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

van bedrijven. Er wordt zelfs een sterk significant (positief) effect van de kredietvariabele gevonden in combinatie met een licht significant (negatief) effect van de reële rente. Ook in het onderzoek van Bebczuk (2002) wordt een sterk significant (positief) effect van de kredietvariabele gevonden. Hier staat het onderzoek van de Europese Commissie (2003) tegenover, dat geen significant effect laat zien van de bankkredietvariabele. Wel wordt in dat onderzoek een significant (positief) effect gevonden van de waarde van het aandelenkapitaal. In het onderzoek van Jaumotte en Pain (2005a) wordt een significante positieve invloed gevonden van een maatstaf voor financiële ontwikkeling, die zowel bankkrediet als de waarde van het aandelenkapitaal omvat. Daarnaast wordt een significante positieve invloed gevonden van het aandeel van de waarde van het aandelenkapitaal binnen deze maatstaf voor financiële ontwikkeling.

In de empirische analyse in hoofdstuk 8 wordt zowel de reële rente als de beschikbaarheid van krediet meegenomen in de regressieanalyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven, waarbij kan worden aangetekend dat de theoretische en empirische basis voor de kredietvariabele nog smal is in de literatuur. Bij de kredietvariabele wordt uitgegaan van privaat krediet verstrekt door banken, met data afkomstig uit de Financial Development and Structure Database van de Wereldbank. De waarde van het aandelenkapitaal zal buiten beschouwing blijven, enerzijds vanwege de moeilijkere interpretatie van deze variabele en anderzijds omdat de daarvoor beschikbare tijdreeksen niet ver genoeg teruglopen om er schattingen mee uit te kunnen voeren over de te hanteren schattingsperiode 1970-2006 (uitgaande van de data die beschikbaar zijn in de Financial Development and Structure Database van de Wereldbank).

Bij de reële rente zal, zoals gebruikelijk is in de literatuur, worden uitgegaan van de nominale lange rente verminderd met een maatstaf voor de inflatie. Hierbij is de inflatieverwachting over de looptijd van de lening relevant. Die is echter niet direct waarneembaar en wordt in empirisch onderzoek over het algemeen benaderd op basis van de feitelijke inflatie aan het begin van de looptijd. Hier zal worden uitgegaan van een trendmatig niveau van de inflatie aan het begin van de looptijd door een gecentreerd voortschrijdend gemiddelde van de inflatie te berekenen over een periode van vijf jaar (jaar $t-2$ tot en met jaar $t+2$), wat een goede benadering zou kunnen zijn van de inflatieverwachting die aan het begin van de looptijd reëel was.

6.5.12 Belasting- en premieheffing

Aansluitend bij de verklarende variabelen voor de TFP-ontwikkeling die besproken zijn in paragraaf 6.4, wordt bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven ook rekening gehouden met belasting- en premieheffing. Vooral de winstbelasting zou hierbij van belang kunnen zijn. Zoals al werd aangegeven in paragraaf 6.4.7, kan een hogere winstbelasting de prikkel bij bedrijven tot innoveren verminderen, omdat dan een groter deel van de rendementen op innovatie als winstbelasting moet worden afgedragen. Via dit kanaal zou sprake kunnen zijn van een negatieve invloed van het winstbelastingtarief op de R&D-uitgaven van bedrijven.¹⁸⁹ De hoogte van de winstbelasting zou verder een negatieve invloed op de R&D-uitgaven van bedrijven kunnen hebben vanwege het belang van (netto)winst als interne financieringsbron voor innovatie.¹⁹⁰

¹⁸⁹ Zie bijvoorbeeld Van Sinderen (1990, blz. 63; 1993) en Vartia (2008).

¹⁹⁰ Zie bijvoorbeeld Jacobs en De Mooij (2001).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Belasting- en premieheffing zou de R&D-uitgaven van bedrijven ook voor een belangrijk deel kunnen beïnvloeden via de hoogte van de loonkosten, onder meer via afwenteling van belastingen en premies op looninkomen door werknemers op de werkgevers (zoals besproken is in paragraaf 6.4.7). Daarmee zouden hogere belastingen premies op het looninkomen zowel de rendementen die op innovatie behaald kunnen worden als de winst die beschikbaar is voor de financiering van innovatie negatief kunnen beïnvloeden. Met de hoogte van de loonkosten wordt echter al rekening gehouden door de kapitaalinkomensquote in de regressies op te nemen, zodat we ons hier alleen richten op het directe effect van belasting- en premieheffing op de R&D-uitgaven van bedrijven. Daarbij zou het nog voornamelijk of praktisch geheel om een effect via de winstbelasting kunnen gaan. Niettemin wordt ook de totale belasting- en premiedruk als verklarende variabele opgenomen, om empirisch te bezien in hoeverre deze variabele verklarende kracht heeft voor de R&D-uitgaven van bedrijven in aanvulling op de kapitaalinkomensquote.

De winstbelastingvariabele zal net als bij de empirische schattingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling worden gecombineerd met de kapitaalinkomensquote van bedrijven door de winstbelasting in verhouding tot de netto toegevoegde waarde (tegen factorkosten) van bedrijven in mindering te brengen op de nettokapitaalinkomensquote (gedefinieerd als de brutokapitaalinkomensquote na aftrek van afschrijvingen). De nettokapitaalinkomensquote van bedrijven na aftrek van winstbelasting die daaruit volgt, geeft een indicatie van de nettowinstgevendheid van bedrijven.

Reinthalen en Wolff (2002) hebben eerder een significante negatieve invloed van de belasting- en premiedruk gevonden op de R&D-uitgaven van bedrijven. De onderbouwing die zij geven voor het opnemen van de belasting- en premiedruk in de geschatte vergelijkingen, is dat belasting- en premieheffing leidt tot lagere verwachte (netto)winsten op innovatie. In het onderzoek van Reinthalen en Wolff (2002) is geen aparte winstvariabele opgenomen, zodat hierbij gedacht kan worden aan zowel een direct effect via de winstbelasting als een indirect effect via de loonkosten. Reinthalen en Wolff (2002) geven hier zelf echter geen nadere toelichting.

6.5.13 Ondernemerschap

Een andere factor die eerder aan de orde is gekomen als verklarende variabele voor de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, is ondernemerschap. Meer ondernemerschap werkt positief uit op innovatie, vooral als het om innovatief ondernemerschap gaat. Daarmee kan ook een positieve invloed verwacht worden van ondernemerschap op de R&D-uitgaven. Zo blijkt uit een analyse van Baljé en Waasdorp (1998) dat snelgroeiende bedrijven ongeveer 40% meer aan R&D uitgeven dan 'langzame groeiers'. Vanwege het niet beschikbaar zijn van lange tijdreeksen voor variabelen die betrekking hebben op dynamiek en/of innovatief ondernemerschap, wordt hier net als bij de verklaring van de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling uitgegaan van de ondernemersquote. Die zal ook hier worden gecorrigeerd voor een negatieve invloed hierop van het economisch ontwikkelingsniveau, door de ondernemersquote uit te drukken in verhouding tot een 'evenwichtswaarde' die negatief afhankelijk is van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking in een land. Op die wijze wordt zo veel mogelijk rekening gehouden met de rol van ondernemerschap bij het vertalen van kennis naar innovatie. Voor zover dat gepaard gaat met R&D, is een positieve invloed op de R&D-uitgaven te verwachten.

6.5.14 Openheid van de economie

Ook de openheid van de economie is eerder aan de orde gekomen als verklarende variabele voor de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De openheid van de economie geeft als internationaliseringsvariabele een indicatie van de omvang van exportmarkten en de druk van buitenlandse concurrentie. Beide aspecten kunnen een positieve invloed hebben op de R&D-uitgaven van bedrijven, omdat grotere afzetmarkten en verhoogde buitenlandse concurrentie het rendement op R&D verhogen (zie bijvoorbeeld Helpman, 2004, blz. 65). Daarnaast kan meer internationale handel ook leiden tot meer buitenlandse R&D-spillovers (conform Coe en Helpman, 1995), waardoor in sterkere mate voortgebouwd kan worden op buitenlandse kennis. Dat kan eveneens positief uitwerken op de R&D-inspanningen van bedrijven.

Donselaar en Knoester (1999) vonden in hun analyse voor Nederland een belangrijke positieve invloed van de internationaliseringstrend op de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven. De internationaliseringsontwikkeling werd daarbij gemeten door het volume van de voor Nederland relevante wereldhandel in verhouding te plaatsen tot het volume van de bruto toegevoegde waarde van bedrijven in Nederland. In de onderzoeken van Reinthaler en Wolff (2002), de Europese Commissie (2003) en Falk (2006) wordt het belang van internationalisering voor de R&D-uitgaven bevestigd. In deze onderzoeken wordt een significante positieve invloed op de R&D-inspanningen van bedrijven gevonden van de openheid van de economie, gedefinieerd op basis van de omvang van de export en de import in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product. Ook in dit onderzoek zal de invloed van de openheid van de economie op de R&D-uitgaven van bedrijven worden onderzocht door een variabele op te nemen die is gebaseerd op de omvang van de export en de import in verhouding tot de omvang van de economie. Deze variabele is in paragraaf 6.4.4 al aan de orde gekomen als verklarende factor voor de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De vormgeving van de variabele wordt besproken in paragraaf B6.2.6 van bijlage B6.2.

6.5.15 R&D-uitgaven van bedrijven wereldwijd

Minne (1997) heeft in een empirische analyse van de R&D-uitgaven van grote bedrijven gevonden dat wereldwijde concurrenten sterk reageren op elkaars R&D-investeringen. Minne noemt drie redenen voor grote bedrijven om concurrenten te volgen in hun R&D-inspanningen:

- In de eerste plaats is sprake van een technologische race, waarbij bedrijven niet achter kunnen blijven bij concurrenten.
- Bovendien moet het eigen concern de R&D opvoeren als concurrenten dat doen om de uitvindingen van die rivalen te kunnen begrijpen, en voortbouwend op die nieuwe kennis zelf nieuwe producten te ontwikkelen.
- Ten derde is het moeilijker expliciete rendementseisen te stellen aan R&D dan aan vaste activa, waardoor het belang groeit om naar de concurrenten te kijken als maatstaf voor het eigen handelen.

Naast de reactie van concurrenten op elkaars R&D-inspanningen is ook sprake van een reactie van afnemers op R&D-inspanningen van belangrijke leveranciers, zo blijkt eveneens uit de analyse van Minne (1997). Afnemers reageren op de R&D-uitgaven van leveranciers om de kennis te absorberen die nodig is om nieuwe inventies van leveranciers toe te passen in eigen

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

producten (bijvoorbeeld de toepassing van elektronische componenten in consumentenelektronica).

Hoewel de analyse van Minne (1997) betrekking heeft op grote bedrijven, zou ook voor kleinere bedrijven kunnen gelden dat gelet wordt op de ontwikkeling van de R&D-investeringen van concurrenten dan wel leveranciers. Daarom zal in algemene zin rekening gehouden worden met de R&D-uitgaven van concurrenten/leveranciers wereldwijd, waarbij in navolging van Minne een jaar vertraging wordt opgenomen. Hiervoor wordt uitgegaan van de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven, gerepresenteerd door de R&D-intensiteit van bedrijven in het totaal van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek zijn opgenomen.

De R&D-intensiteit van bedrijven in een land wordt hierbij deels uit zichzelf verklaard, met een jaar vertraging. In principe zou een onderscheid gemaakt kunnen worden tussen de één jaar vertraagde R&D-intensiteit in eigen land en de één jaar vertraagde R&D-intensiteit in het buitenland, waarbij het relatieve belang van de binnenlandse en de buitenlandse vertraagde R&D-intensiteit afhankelijk gemaakt zou kunnen worden van de openheid van de economie. Het opnemen van een vertraagde endogene variabele leidt echter tot een econometrisch probleem bij panelschattingen van vergelijkingen in niveaus, zoals die in de empirische analyse plaats zullen vinden (zie paragraaf 6.6 en bijlage B6.3). De vertraagde endogene variabele is dan gecorreleerd met de storingsterm, waardoor het schattingsresultaat vertekend wordt.¹⁹¹ Daarom is ervoor gekozen om de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven op te nemen als verklarende variabele. Net als bij de te verklaren variabele zal hier bij zowel in de teller als de noemer worden uitgegaan van volumebedragen, met een specifieke deflator voor de R&D-uitgaven (zie paragraaf 6.5.4 en paragraaf B6.2.2 van bijlage B6.2).

6.5.16 Omvang van de economie en stand van de conjunctuur

Een uitgangspunt in de empirische analyse van dit onderzoek is dat de R&D-uitgaven van bedrijven op langere termijn het niveau van economische activiteit volgen. Daarom worden de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product verklaard. Er wordt echter rekening gehouden met een kortetermijnvloed van de stand van de conjunctuur door een variabele op te nemen die het volume van het bruto binnenlands product uitdrukt in verhouding tot de trendwaardige waarde hiervan berekend met een Hodrick-Prescott-filter (Hodrick en Prescott, 1981, 1997).¹⁹² Daarnaast wordt rekening gehouden met een mogelijk schaal-effect van de omvang van de economie op de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het bruto binnenlands product. Hiertoe wordt de omvang van de beroepsbevolking in de vergelijking opgenomen. Een alternatief zou hier zijn om als schaalvariabele voor de omvang van het bruto binnenlands product te kiezen. Door uit te gaan van de omvang van de beroepsbevolking kan de variabele echter strikter worden onderscheiden van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking dat als indicator voor het (materiële) welvaartsniveau wordt opgenomen als verklarende variabele (zoals in paragraaf 6.5.7 is

¹⁹¹ De GMM-schattingmethode is ontwikkeld om dit probleem te ondervangen. Het uitgangspunt daarbij is een vergelijking in eerste verschillen met instrumentele variabelen voor de vertraagde endogene variabele (zie bijvoorbeeld Verbeek, 2004, blz. 360-368).

¹⁹² Er is hier geen reden om de conjunctuurvariabele te baseren op de omvang van de werkgelegenheid in plaats van het volume van de bruto toegevoegde waarde, zoals bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt gedaan (zie paragraaf 6.4.9).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

besproken). Aanvullend zal bij de empirische schattingen echter ook het effect van de omvang van het bruto binnenlands product als schaalvariabele worden onderzocht.

Als de R&D-uitgaven minder dan volledig meelopen met de conjuncturele ontwikkeling, is sprake van een negatieve invloed van de conjunctuur op de R&D-intensiteit. Een verklaring hiervoor zou zijn dat R&D-uitgaven langetermijninvesteringen zijn met relatief hoge aanpassingskosten. Daarnaast wordt de flexibiliteit van de R&D-uitgaven beperkt door een groot aandeel van arbeid in de R&D-inspanningen (Guellec en Ioannidis, 1999). Hier staat tegenover dat een gunstiger conjunctuur een positieve invloed heeft op de afzetmogelijkheden en (in samenhang hiermee) de winstgevendheid van bedrijven, waardoor per saldo sprake zou kunnen zijn van een positieve invloed van de conjunctuur op de R&D-intensiteit (Guellec en Ioannidis, 1999). In de empirische analyse in hoofdstuk 8 wordt echter al afzonderlijk rekening gehouden met de winstgevendheid van bedrijven door de kapitaalinkomensquote als verklarende variabele op te nemen. Dit betekent dat binnen de regressieanalyse een negatief effect van de conjunctuurvariabele verwacht zou kunnen worden, tenzij de betere afzetmogelijkheden ook een belangrijke invloed hebben via een afzonderlijk ‘demand pull’ effect (Brouwer en Kleinknecht, 1999).

Meer structureel gezien kan de omvang van de binnenlandse economie van invloed zijn op de R&D-intensiteit vanwege schaaffecten:

- Een grotere economie gaat gepaard met meer R&D-inspanningen en meer kennisontwikkeling, wat via een grotere omvang van de spillovers het rendement op nieuwe R&D-inspanningen kan verhogen. Hiervoor is niet alleen de omvang van de binnenlandse economie van belang, maar ook de omvang van de buitenlandse economie. De omvang van de binnenlandse economie heeft hierbij niettemin een eigen rol voor zover spillovers op nationaal niveau sterker zijn dan internationaal, over de landsgrenzen heen. Dan is ook van belang dat in grotere economieën R&D op een groter aantal gebieden plaatsvindt, waardoor meer geprofiteerd kan worden van complementariteiten, zoals Coe en Helpman (1995, voetnoot 10) hebben aangegeven (zie paragraaf 6.3.1).
- Een ander schaaffect kan optreden aan de vraagzijde. Een grotere binnenlandse economie houdt in dat er een grotere thuismarkt is voor de afzet van nieuwe producten. Ook hier geldt dat de omvang van de buitenlandse economie op vergelijkbare wijze van belang is. De omvang van de thuismarkt kan echter van specifiek belang zijn als de eigen binnenlandse afzetmarkt beter of gemakkelijker bediend kan worden met nieuwe producten dan buitenlandse markten.

Beide typen schaalvoordelen verhogen het rendement op R&D-inspanningen, zodat via beide richtingen een grotere omvang van de binnenlandse economie positief uit kan werken op de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven in een land. Met de rol die de omvang van de buitenlandse economie via dezelfde kanalen kan spelen, wordt deels rekening gehouden via de variabele voor de openheid van de economie (zie paragraaf 6.5.14). De omvang van de buitenlandse afzetmarkt komt binnen die variabele tot uitdrukking in de omvang van de export. Die wordt daar echter uitgedrukt in verhouding tot de omvang van de binnenlandse economie. Dat impliceert dat een schaaffect dat gevonden wordt van een groeiende omvang van de binnenlandse economie (uitgedrukt op basis van de omvang van de binnenlandse beroeps-

bevolking) mede een schaaleffect van een groeiende omvang van de buitenlandse economie kan representeren.

De beschikbare empirische literatuur geeft geen duidelijkheid over het mogelijke belang van schaaleffecten op de R&D-uitgaven van bedrijven. De resultaten in de literatuur variëren vrij sterk. Zo vinden Guellec en Van Pottelsberghe (2000) voor zowel de korte als de lange termijn een elasticiteit fors boven de 1 (1,4 voor de korte termijn en 1,5 voor de lange termijn) voor de invloed van de bruto toegevoegde waarde van bedrijven op de R&D-uitgaven van bedrijven, terwijl Guellec en Ioannidis (1999) voor zowel de korte als de lange termijn elasticiteiten lager dan 1 vinden (0,6 voor de korte termijn en 0,7 voor de lange termijn). Het laatste geldt bij een schatting voor de 'G12'-landen waarbij tevens rekening is gehouden met een trendvariabele. Zonder trendvariabele vinden Guellec en Ioannidis (1999) in het panel voor 'G12'-landen voor de korte termijn een elasticiteit van 0,8 en voor de lange termijn een elasticiteit van 1,9. In de onderzoeken van Becker en Pain (2008), Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) en Reinthaler en Wolff (2002) zijn elasticiteiten voor de gehanteerde schaaltermen gevonden die (op lange termijn) dicht in de buurt van 1 liggen en daar niet significant van afwijken.

Van belang bij de interpretatie van de resultaten in de literatuur is dat zowel de R&D-uitgaven van bedrijven als de gehanteerde schaalvariabelen een trendmatig verloop hebben, waardoor de gevonden elasticiteiten voor de schaalvariabele gemakkelijk andere trendmatig verlopende invloeden op de R&D-uitgaven van bedrijven tot uitdrukking kunnen brengen die niet in de schatting zijn opgenomen. Dit zou bijvoorbeeld de hoge elasticiteiten in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) kunnen verklaren, ondanks het feit dat in dat onderzoek rekening is gehouden met tijddummy's. Een beperking van de diverse onderzoeken in de literatuur is verder dat er geen analytisch onderscheid wordt gemaakt tussen conjuncturele fluctuaties op korte termijn en de meer structurele ontwikkeling van de omvang van de economie. Hierdoor geven de gevonden resultaten geen rechtstreeks inzicht in het afzonderlijke effect van conjuncturele fluctuaties. In de empirische analyse van dit onderzoek zal bezien worden of op dit punt meer helderheid kan worden verkregen.

6.6 Methodologie: panelanalyses volgens de coïntegratiebenadering

Voorafgaand aan de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 wordt in deze paragraaf kort ingegaan op de methodologie die bij de empirische schattingen wordt gehanteerd. Er wordt uitgegaan van een coïntegratiebenadering volgens de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Dat houdt dat empirische schattingen plaatsvinden van langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus, waarna vervolgens de kortermijndynamiek wordt geschat in dynamische specificaties met een foutencorrectieterm. Via de foutencorrectieterm wordt gemeten hoe snel de feitelijke waarde van de te verklaren variabele zich aanpast aan de langetermijnevenwichtswaarde volgens de langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus.

Schattingen van vergelijkingen in niveaus hebben als voordeel ten opzichte van schattingen op basis van mutaties van variabelen dat de verbanden tussen de te verklaren variabele en de te verklaren variabelen duidelijker te leggen zijn. Bij schattingen op basis van mutaties van variabelen kan complexe moeilijk te modelleren kortetermijndynamiek tot een onderschatting

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

van de daadwerkelijke effecten leiden. Schattingen van vergelijkingen in niveaus brengen echter het gevaar met zich mee dat de geschatte coëfficiënten vertekend worden door oneigenlijke trendcorrelatie. Indien sprake is van coïntegratie, is het evenwel statistisch verantwoord om uit te gaan van een vergelijking in niveaus. Coïntegratie houdt in dat er een langetermijnevenwichtsrelatie bestaat tussen de te verklaren variabele en de verklarende variabele(n) waarbij de residuen stationair zijn, dat wil zeggen een tendens hebben om niet ‘weg te lopen’ van 0. In dat geval is een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus van toepassing die niet het gevaar in zich draagt dat het schattingsresultaat wordt vertekend door oneigenlijke trendcorrelatie.

Een toets op coïntegratie kan plaatsvinden aan de hand van de *t*-waarde voor de coëfficiënt van de foutencorrectieterm binnen de dynamische specificatie. Indien een significant effect wordt gevonden van deze aanpassingscoëfficiënt, wordt de toets op coïntegratie doorstaan en is de geschatte langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus te interpreteren als een coïntegratiespecificatie. Vooruitlopend op de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 kan hier al worden opgemerkt dat bij de dynamische specificaties de toets op coïntegratie wordt doorstaan. In bijlage B6.3 wordt uitgebreid op de gevolgde coïntegratiemethodiek ingegaan. Hieronder richten we ons nu op het verdere karakter van de uit te voeren schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties in niveaus.

Concreet worden in het empirisch onderzoek twee langetermijnevenwichtsrelaties in verschillende varianten geschat:

- een vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling;
- een vergelijking ter verklaring van het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product.

Het betreft hier twee onafhankelijk van elkaar te schatten vergelijkingen, aangezien er geen econometrische verwevenheid tussen beide vergelijkingen bestaat.¹⁹³

De vergelijkingen worden geschat in panelanalyses voor 20 OECD-landen. Die 20 landen zijn (in alfabetische volgorde weergegeven): Australië, België, Canada, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Ierland, Italië, Japan, Nederland, Nieuw Zeeland, Noorwegen, Oostenrijk, Portugal, Spanje, de Verenigde Staten, het Verenigd Koninkrijk, Zweden en Zwitserland. De schattingsperiode is 1970-2006 voor alle twee de vergelijkingen. De kortetermijndynamiek wordt in aparte analyses onderzocht aan de hand van dynamische foutencorrectiespecificaties die direct aansluiten bij de schattingsresultaten voor de langetermijnevenwichtsrelaties. De schattingen van deze dynamische specificaties brengen in beeld hoe mutaties van de verklarende variabelen uit de langetermijnevenwichtsrelaties op korte termijn doorwerken in de waarden van de te verklaren variabelen en hoe snel vervolgens de feitelijke waarden van de te verklaren variabelen zich aanpassen aan de langetermijnevenwichtswaarden zoals die te berekenen zijn uit de schattingsresultaten voor de langetermijnevenwichtsrelaties.

¹⁹³ Er is bijvoorbeeld geen sprake van simultaneïteit als gevolg van een wederkerige relatie tussen de te verklaren variabelen in beide vergelijkingen (zie hierover bijvoorbeeld Wooldridge, 2003, hfst. 16). Wel komen de verklarende factoren in de twee vergelijkingen deels overeen (zij het in beperkte mate). Daarnaast werkt de te verklaren variabele in de R&D-vergelijking via een (lang) accumulatieproces door in de voorraad privaat R&D-kapitaal als verklarende variabele in de arbeidsproductiviteitsvergelijking.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Bij de empirische schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties wordt gewerkt met landendummy's om te corrigeren voor verschillen in landenspecifieke eigenschappen ('fixed effects'). Het opnemen van landendummy's heeft als consequentie dat alleen ontwikkelingen in de tijd worden verklaard. Resterende onverklaarde cross-sectieverschillen tussen landen komen volledig tot uitdrukking in de effecten van de landendummy's. Een belangrijke reden voor het opnemen van landendummy's is dat de schattingsresultaten anders sterk vertekend kunnen worden door invloeden die niet in de empirische schattingen worden onderzocht (over het algemeen vanwege een gebrek aan data), maar in de cross-sectiedimensie samenhangen met wel opgenomen variabelen. Dit staat in de literatuur bekend als het probleem van niet-geobserveerde heterogeniteit. In de vergelijkingen worden de landendummy's opgenomen naast een constante term die betrekking heeft op Nederland. De uitkomsten voor de landendummy's geven feitelijk de constante term voor de andere 19 landen weer in afwijking van de constante term die voor Nederland wordt gevonden. Nederland wordt hier dus als basisland gekozen.

De schattingen worden uitgevoerd met een niet-lineaire schattingstechniek. Daarvoor wordt gebruikgemaakt van het softwareprogramma Eviews, waarbinnen de Nonlinear Least Squares schattingsmethode wordt toegepast. Deze schattingsmethode geeft een grote vrijheid bij het specificeren van de te schatten vergelijkingen. Er kunnen gemakkelijk diverse restricties worden opgelegd aan de te schatten coëfficiënten. Daarnaast hoeven vergelijkingen bij deze schattingsmethode niet lineair in hun parameters te zijn. Dat geeft de mogelijkheid om op iteratieve wijze coëfficiënten te bepalen binnen complexe relaties. Die mogelijkheid wordt benut bij de empirische schattingen.

6.7 Samenvattend beeld

In dit hoofdstuk is een raamwerk gevormd voor de empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven. Hierbij is eerder onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in een totaal kader geplaatst. Besproken is hoe met die eerdere onderzoeken als achtergrond verklarende variabelen zijn gekozen voor de eigen empirische analyses en welke mechanismen gemodelleerd worden. Ook is ingegaan op de methodologie die bij de uit te voeren empirische schattingen is gehanteerd, waarbij onder andere de gehanteerde coïntegratiemethodiek volgens de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987) is toegelicht.

Voor het gevormde raamwerk is als startpunt gebruikt dat drie hoofdcomponenten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling kunnen worden onderscheiden: de TFP-ontwikkeling, een directe bijdrage van de ontwikkeling van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en een directe bijdrage van de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. De TFP-ontwikkeling kan vervolgens hoofdzakelijk uit innovatie worden verklaard, waarbij de ontwikkeling van binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal en 'catching-up' als de belangrijkste factoren kunnen worden beschouwd. Dat betekent dat bij de empirische schattingen als hoofddeterminanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling kan worden uitgegaan van: de ontwikkeling van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid, de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, de ontwikkeling van binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal en een 'catch-up'-mechanisme.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

De hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid kan daarbij gerepresenteerd worden door de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar), zoals eerder is gedaan in onderzoeken van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007). Aanvullend kan hierbij echter rekening gehouden worden met een mogelijke negatieve invloed van de arbeidsparticipatie (aantal werkzame personen in verhouding tot de bevolking) op de hoeveelheid menselijk kapitaal binnen de ingezette arbeid. De reden hiervoor is dat een hogere arbeidsparticipatie gepaard kan gaan met meer inzet van minder productieve arbeid. Aangezien de inzet van arbeid uitgedrukt in gewerkte uren hierbij van belang is, kan ook het aantal gewerkte uren per werkzame persoon in dit verband een rol spelen. Zo is het mogelijk dat minder productieve personen vaker in deeltijd werken, wat een opwaarts effect zou hebben op de gemiddelde arbeidsproductiviteit per gewerkt uur. Naast een samenstellingseffect van het aandeel deeltijdwerkers op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid kan ook sprake zijn van een direct effect van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon op de arbeidsproductiviteit, via de TFP. Zo kan een geringer aantal gewerkte uren per werkzame persoon ertoe leiden dat er minder vermoeidheid optreedt bij het werk, dat er harder wordt gewerkt in de beschikbare uren en dat er meer extra werk buiten de officiële uren wordt verricht. Het aantal gewerkte uren per werkzame persoon zal in de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 als verklarende variabele fungeren voor beide deeleffecten.

Bij de modellering van R&D-kapitaal binnen de empirisch te schatten vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt voortgebouwd op onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). Dat zijn invloedrijke onderzoeken die in belangrijke mate de stand van de kennis op dit terrein representeren. Een belangrijk verschil met deze onderzoeken is echter dat bij de berekening van de voorraad R&D-kapitaal niet van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar wordt uitgegaan, maar dat de afschrijvingen lineair afhankelijk worden gemaakt van de wereldwijde ontwikkeling van de R&D-uitgaven. Deze andere berekeningswijze van R&D-kapitaal heeft geen consequenties voor de verdere modellering van R&D-kapitaal in de te schatten empirische vergelijking. Die kan plaatsvinden langs de lijnen van de onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004).

Een beperking van de onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) is dat geen rekening is gehouden met een ‘catch-up’-mechanisme. Bij de empirische schattingen in hoofdstuk 7 wordt de R&D-kapitaalbenadering gecombineerd met een ‘catch-up’-mechanisme. Spillovers van buitenlandse kennis worden daarmee gemodelleerd via twee elkaar aanvullende mechanismen: een algemeen effect van buitenlands R&D-kapitaal en een specifiek effect van het technologisch ontwikkelingsniveau van een land ten opzichte van de Verenigde Staten als (veronderstelde) technologische leider. Een goede vormgeving van het ‘catch-up’-mechanisme is verre van eenvoudig te realiseren. In dit proefschrift wordt hier op tamelijk complexe wijze invulling aan gegeven, met vernieuwende elementen wat betreft de wiskundige vormgeving en de gebruikte variabelen voor het meten van de technologische afstand tussen landen.

De technologische afstand tussen landen wordt op twee elkaar aanvullende manieren gemodelleerd, waarmee twee ‘catch-up’-mechanismen naast elkaar worden opgenomen:

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

- Bij de ene variant wordt de technologische afstand gemeten op basis van productiviteitsverhoudingen tussen landen. Daarbij wordt het arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van de Verenigde Staten gecorrigeerd voor invloeden van de kapitaalarbeidsverhouding, het gemiddelde opleidingsniveau, de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Tevens wordt bij Noorwegen gecorrigeerd voor de invloed van de hoge inkomsten uit oliewinning. Voor deze correcties worden coëfficiënten gebruikt zoals die binnen de schattingen over de tijd simultaan gevonden worden op andere plaatsen binnen de te schatten vergelijkingen.
- Bij de andere variant wordt een directe maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau van een land gehanteerd, namelijk een variabele die een gecumuleerde hoeveelheid toegekende Amerikaanse patenten weergeeft (gecorrigeerd voor afschrijvingen in verband met veroudering van kennis) in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking.

Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt verder rekening gehouden met diverse andere factoren die van invloed kunnen zijn op de TFP-ontwikkeling. Voorbeelden zijn: de sectorstructuur, de openheid van de economie, de kapitaalinkomensquote (als indicator voor de winstgevendheid van bedrijven), de belasting- en premiedruk, ondernemerschap en de stand van de conjunctuur. Voor al deze factoren worden verklarende variabelen gekozen afhankelijk van de beschikbaarheid van lange tijdreeksen voor de 20 OECD-landen uit het empirisch onderzoek. Als indicator voor ondernemerschap is uitgegaan van de ondernemersquote (aantal ondernemers in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking), gecorrigeerd voor de negatieve invloed die het economisch ontwikkelingsniveau hierop uitoefent volgens onderzoek van Carree e.a. (2007). Op deze wijze geeft de variabele beter weer in welke mate ondernemerschap bij kan dragen aan een hogere productiviteit via een betere benutting van beschikbare kennis voor innovatieve toepassingen. Deze variabele is eerder al toegepast in empirisch onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling van Erken, Donselaar en Thurik (2008).

Na de behandeling van de verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zijn in dit hoofdstuk verklarende factoren voor de R&D-uitgaven van bedrijven besproken, voor een groot deel aan de hand van eerdere empirische literatuur. Als verklarende factoren zijn onder andere aan de orde gekomen: de sectorstructuur, de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, publiek uitgevoerde R&D, publiek-private interactie bij publieke R&D, de bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland, de hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland, de openheid van de economie, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven, de reële rente, de beschikbaarheid van bankkrediet, de R&D-intensiteit van bedrijven op het wereldwijde niveau en de stand van de conjunctuur.

Bij de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D is een onderscheid gemaakt tussen fiscale R&D-faciliteiten en overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D. De overige overheidsfinanciering omvat subsidies, kredieten en R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven. Empirische onderzoeken geven de indruk dat de multiplier (effect op R&D-uitgaven per euro overheidsfinanciering) bij fiscale R&D-faciliteiten over het algemeen lager is dan bij de overige overheidsfinanciering. Binnen de overige overheidsfinanciering lijken gerichte R&D-subsidies een relatief hoge multiplier te kunnen hebben, die ver boven de 1 uit zou kunnen komen. Bij fiscale R&D-faciliteiten komen veelal multipliers aanzienlijk lager dan 1 naar voren

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

in empirisch onderzoek, uitgaande van ‘conventionele’ regelingen (ter onderscheiding van ‘incrementele’ regelingen, waarbij R&D sterker ‘aan de marge’ wordt gestimuleerd). Verder geeft literatuur aan dat bij R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven kan worden uitgegaan van een multiplier in de buurt van 1. Een multiplier van ruim 1 lijkt hier realistisch op basis van literatuuroverzichten. Voor het effect van publiek uitgevoerde R&D op de R&D-uitgaven van bedrijven worden sterk variërende resultaten gevonden, variërend van negatief tot sterk positief.

Bijlagen bij hoofdstuk 6

Bijlage B6.1 Data (bijlage bij paragrafen 6.2-6.5)

De data die in de empirische analyse worden gebruikt, zijn afkomstig uit een veelheid aan bronnen, voor een belangrijk deel databases van de OECD. Er zijn veel bewerkingen op de data toegepast. Voor de samenstelling van diverse variabelen zijn meerdere databases gecombineerd. De data zijn verzameld in september-november 2008. Er is gebruikgemaakt van de data die toen beschikbaar waren. Een uitzondering geldt voor de gereviseerde cijfers over de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland sinds 1999, zoals al besproken is in paragraaf 5.6. Die zijn voor de volledige periode vanaf 1999 beschikbaar gekomen in november 2010. Er is besloten om deze geheel te verwerken in de berekeningen, om op adequate wijze rekening te kunnen houden met het sterk gewijzigde beeld bij de ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven in Nederland. Dat is met name van belang bij berekeningen voor Nederland op basis van de schattingsresultaten, zoals bij de decompositieanalyse voor de arbeidsproductiviteitsgroei in hoofdstuk 9.

Er zijn alleen data gebruikt waarmee lange reeksen konden worden samengesteld voor de periode 1969-2006. Om met een jaar vertraging te kunnen werken bij een aantal variabelen, start de schattingsperiode in 1970. Soms is ook gebruikgemaakt van data van voor 1969. Zo is bij het construeren van een technologische kennisvoorraad op basis van toegekende Amerikaanse patenten gebruikgemaakt van de beschikbare cijfers vanaf 1963. Er zijn telkens volledig doorlopende tijdreeksen gemaakt om zo veel mogelijk waarnemingen te kunnen gebruiken voor de schattingen. Ontbrekende cijfers voor bepaalde jaren binnen de tijdreeksen voor de 20 OECD-landen zijn ingeschat door interpolatie of door het doortrekken van reeksen (voorwaarts of achterwaarts).

Hier volgt een overzicht van de gebruikte databronnen:

- Diverse macro-economische variabelen, zoals die voor de arbeidsproductiviteit en de kapitaalarbeidsverhouding, zijn berekend met de Economic Outlook Database (no. 83, juni 2008) van de OECD als basis. Aanvullend zijn daarbij de volgende databronnen benut: de EU KLEMS Database (maart 2008), de Productivity Database (oktober 2008) van de OECD en de AMECO Database (oktober 2008) van de Europese Commissie.
- Cijfers over R&D zijn voor de jaren vanaf 1981 ontleend aan de OECD-database Main Science and Technology Indicators (editie 2008/1). Deze cijfers zijn voor de voorgaande jaren aangevuld op basis van de OECD-publicatie ‘GERD 1969-1982’ (OECD, 1985). De gereviseerde cijfers over de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland zijn afkomstig van het Centraal Bureau voor de Statistiek (StatLine; november 2010).
- Cijfers over toegekende Amerikaanse patenten zijn afkomstig van het U.S. Patent and Trademark Office (USPTO). Het volgende databestand is gebruikt: ‘Extended Year Set - Historic Patents By Country, State, and Year, Utility Patents (December 2007), Granted: 01/01/1963 - 12/31/2007’ (<http://www.uspto.gov>).
- Voor cijfers over de gemiddelde opleidingsduur (bevolking in de leeftijd van 25-64 jaar) is gebruikgemaakt van data uit het onderzoek Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007), die

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

een actualisatie zijn van de data die eerder zijn gebruikt zijn door Bassanini en Scarpetta (2001, 2002).

- Cijfers over de fiscale faciliteiten voor bedrijfs-R&D (B-index) zijn voor de jaren 1981-1996 verkregen van de OECD (tijdreeksen verstrekt door D. Guellec; de data die gebruikt zijn in het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe, 2000) en zijn voor latere jaren aangevuld op basis van OECD (1999) en OECD (2006). Voor de jaren voorafgaand aan 1981 zijn de reeksen achterwaarts doorgetrokken aan de hand van informatie over fiscale R&D-faciliteiten in deze eerdere jaren uit diverse bronnen (met name OECD, 1996a en 1996b en Hall en Van Reenen, 2000). Nieuw Zeeland ontbreekt in de reeksen verkregen van de OECD over de periode 1981-1996. Voor dat land is een reeks samengesteld op basis van de informatie die hierover wordt verstrekt in de andere gebruikte bronnen.
- De sectorstructuurvariabelen zijn berekend op basis van cijfers over de toegevoegde waarde op sectorniveau in de EU KLEMS Database en (aanvullend) de STAN Database van de OECD. Data over de bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen zijn ontleend aan de STAN Database van de OECD (in de EU KLEMS Database zijn geen data over Noorwegen beschikbaar).¹⁹⁴
- Cijfers over de belasting- en premiedruk (en over de omvang van de winstbelasting) zijn verkregen uit de OECD-database Revenue Statistics.
- Data over de ondernemersquote zijn verkregen uit de Compendia Database van EIM.
- Voor de bescherming van intellectueel eigendom wordt uitgegaan van de ‘index of patent rights’ van Ginarte en Park (1997). Hiervoor wordt gebruikgemaakt van vijfjaarlijkse cijfers over de periode 1960-2005 die verkregen zijn van W.G. Park.¹⁹⁵
- Cijfers over de beschikbaarheid van bankkrediet (in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product) zijn afkomstig uit de Financial Development and Structure Database van de Wereldbank, waar deze gebaseerd zijn op data uit de International Financial Statistics Database van het IMF.
- Invoeraandelen voor de berekening van een gewogen indicator voor buitenlands R&D-kapitaal zijn berekend op basis van de OECD-database Monthly Statistics of International Trade. Hetzelfde geldt voor de exportaandelen voor de berekening van gewogen gemiddelden van de ‘index of patent rights’ in het buitenland.

Bijlage B6.2 Variabelen (bijlage bij paragrafen 6.2-6.5)

Op basis van de beschikbare databronnen is een groot aantal tijdreeksen samengesteld voor variabelen. Hier liggen vaak uitgebreide bewerkingen van de basisdata aan ten grondslag. Dit geldt met name voor de berekening van de R&D-kapitaalvariabelen, de benadering van de (binnenlandse en buitenlandse) technologische kennisvoorraad op basis van gecumuleerde toegekende Amerikaanse patenten, de constructie van de ‘catch-up’-variabelen en de bewerkingen bij de variabele voor de openheid van de economie. In deze paragraaf worden de berekeningen van deze variabelen nader besproken. Eerst worden enkele algemene uitgangspunten

¹⁹⁴ Bij de correctie van het productiviteitsniveau in Noorwegen ten opzichte van de Verenigde Staten bij ‘catching-up’ is met het oog op consistentie van dezelfde databron uitgegaan voor de bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in de Verenigde Staten.

¹⁹⁵ De cijfers voor de jaren 1995, 2000 en 2005 zijn gepubliceerd door Park (2008). Voor de periode 1960-1990 zijn gemiddelden over de gehele periode gepresenteerd in de publicatie van Park (2008).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

aangegeven die zijn gehanteerd bij de vormgeving van de variabelen en wordt besproken hoe de R&D-uitgaven zijn gedeïflecteerd om tot volumebedragen te komen.

B6.2.1 Uitgangspunten voor variabelen

De variabelen die bij de empirische schattingen worden gebruikt, zijn uitgedrukt in niveaus. Het jaar 2005 is als basisjaar gekozen voor het defleren van variabelen tot volumegrootheden. Absolute bedragen zijn vergelijkbaar gemaakt tussen landen door de volumebedragen op basis van prijzen voor 2005 uit te drukken in Amerikaanse dollars via koopkrachtpariteiten.

De empirisch geschatte vergelijkingen zijn voor de meeste variabelen loglineair vormgegeven, aan de hand van natuurlijke logaritmen. De gevonden coëfficiënten drukken dan vaak rechtstreeks elasticiteiten uit. In een aantal gevallen is sprake van een semi-logaritmische vormgeving. Dan zijn semi-elasticiteiten van toepassing, die relatieve effecten op de te verklaren variabele (voorafgaand aan de logaritmische transformatie) weergeven van absolute mutaties van verklarende variabelen. Op diverse plaatsen is een interactievariabele opgenomen voorafgaand aan de logaritmisch dan wel semi-logaritmisch uitgedrukte verklarende variabele. Dan geldt dat de elasticiteit c.q. semi-elasticiteit over de tijd varieert, afhankelijk van de waarde van de interactievariabele.

In de arbeidsproductiviteitsvergelijking wordt uitgegaan van waarden van variabelen ten opzichte van 1969 als referentiejaar. Bij de logaritmisch opgenomen variabelen zijn dat indexcijfers ten opzichte van 1969 ($1969 = 1,00$; de logaritme hiervan is 0), bij semi-logaritmisch opgenomen variabelen zijn dat absolute verschillen ten opzichte van de waarde in 1969. In de R&D-vergelijking worden directe niveauvariabelen gebruikt (logaritmisch dan wel semi-logaritmisch uitgedrukt). Het uitdrukken van variabelen als waarden ten opzichte van een referentiejaar in de arbeidsproductiviteitsvergelijking heeft als reden dat het bij de invloed van R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit vanuit theoretisch oogpunt beter is om niet niveaus van de voorraad R&D-kapitaal tussen landen te vergelijken, maar alleen naar de ontwikkeling hiervan over de tijd te kijken. De absolute omvang van de economie van een land is van invloed op de omvang van de hoeveelheid (binnenlands) R&D-kapitaal, maar dit betekent niet dat grotere landen hierdoor een hogere productiviteit hebben (afgezien van een mogelijk schaaleffect). Door uit te gaan van indexcijfers die de ontwikkeling van de hoeveelheid R&D-kapitaal over de tijd weergeven, wordt gecorrigeerd voor grootteverschillen tussen landen.

In eerste instantie zou de voorkeur uit kunnen gaan naar 2005 als referentiejaar voor de indexcijfers, aangezien 2005 het jaar is dat in dit proefschrift is gekozen als basisjaar voor het defleren van waardebedragen tot volumebedragen en voor de weergave van indexcijfers voor de ontwikkeling van variabelen. Indien geen interactietermen voorkomen in de vergelijking, maakt het voor de schatting van de coëfficiënten voor de verklarende variabelen geen verschil welk jaar als referentiejaar wordt gekozen voor de indexcijfers. De keuze van het basisjaar heeft dan via vaste elasticiteiten voor de verschillende verklarende variabelen slechts invloed op de uitkomsten voor de constante term en de landendummy's. Door het opnemen van interactievariabelen worden elasticiteiten variërend over de tijd en is de keuze van het referentiejaar voor de indexcijfers van invloed op de schatting van de coëfficiënten voor de verklarende variabelen.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Binnen de in dit proefschrift uit te voeren empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling komen interactietermen voor bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal.¹⁹⁶ Met de interactievariabelen wordt beoogd om rekening te houden met versterkende positieve effecten van bepaalde variabelen bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, zoals bijvoorbeeld de invoerquote bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal. Indien daarbij wordt gewerkt met indexcijfers ten opzichte van het jaar 2005 (2005 = 1), wordt uitgegaan van negatieve logaritmische waarden voor de R&D-kapitaalvariabelen in de jaren voorafgaand aan 2005. Een interactievariabele waarvan een positief effect wordt verwacht op het niveau van de productiviteit bij een gegeven hoeveelheid R&D-kapitaal, zou dan juist negatief versterkend worden gemodelleerd voor die jaren. In het hypothetische geval dat de interactieterm in het beginjaar van de schattingen een waarde van 0 heeft gehad en sindsdien structureel gestegen is, zou voor het beginjaar eenzelfde bijdrage van de verklarende variabele aan de productiviteit volgen als voor het jaar 2005. Voor beide jaren zou namelijk een waarde van 0 volgen voor het logaritmisch uitgedrukte indexcijfer van de verklarende variabele, vermenigvuldigd met de interactieterm.

Om die reden is ervoor gekozen om te werken met indexcijfers die starten vanaf de waarde 1 in 1969 als beginjaar van de tijdreeksen die bij de empirische schattingen worden gebruikt. Dan geldt dat de logaritmisch uitgedrukte indexcijfers van de R&D-kapitaalvariabelen een waarde van 0 hebben in 1969 en vervolgens in de jaren daarna stijgende positieve waarden hebben. Interactie-effecten werken dan in alle jaren van de schattingsperiode 1970-2006 de juiste richting uit. Met het oog op consistentie worden ook de semi-logaritmisch opgenomen variabelen binnen de vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling uitgedrukt ten opzichte van 1969 als referentiejaar. Dat betreft de nettokapitaalinkomensquote en de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen. Het noteren van deze variabelen als absolute afwijkingen ten opzichte van 1969 heeft alleen consequenties voor de schatting van de constante term en de effecten van de landendummy's.

B6.2.2 Berekening van het volume van de R&D-uitgaven

Bij de berekening van het volume van de R&D-uitgaven zijn de R&D-uitgaven gedefleerd met een aparte R&D-deflator, die een sterkere prijsontwikkeling kent dan de deflator voor het bruto binnenlands product. Er wordt rekening gehouden met het feit dat R&D-uitgaven voor ongeveer de helft uit loonkosten bestaan en dat de lonen van R&D-personeel in de loop der tijd sterker toenemen dan het algemene prijspeil. In lijn met Coe en Helpman (1995) is een R&D-deflator gehanteerd die inhoudt dat de prijsontwikkeling van R&D voor de helft wordt bepaald door de algemene loonontwikkeling en voor de andere helft door de prijs van de binnenlandse afzet.

Hoewel Coe en Helpman (1995) de specifieke R&D-deflator toepassen bij de berekening van R&D-kapitaal, wordt deze in dit proefschrift consequent ook worden toegepast bij de R&D-

¹⁹⁶ Daarnaast komen interactietermen voor bij de 'catching-up'-variabelen, maar niet als afzonderlijk opgenomen variabelen in de te schatten vergelijking. In de 'catching-up'-variabelen zijn ze vooraf verwerkt binnen een uitwerking van het effect van 'catching-up' op de groei van de productiviteit (zie hiervoor paragraaf B6.2.5 van deze bijlage).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

uitgavenvariabelen. Zo wordt bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven als te verklaren variabele uitgegaan van een R&D-intensiteit waarbij voor de R&D-uitgaven in de teller een andere deflator is gebruikt dan voor het bruto binnenlands product in de noemer.

B6.2.3 Berekening van de voorraad R&D-kapitaal

In paragraaf 6.3.1 is besproken dat bij de berekening van R&D-kapitaal wordt uitgegaan van een lineaire afschrijvingsvoet van ruim 0,86. Op basis hiervan worden afschrijvingen op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar in het totaal van de 20 OECD-landen uit het onderzoek berekend, lineair afhankelijk van het volume van de R&D-uitgaven in het totaal van die 20 landen. De afschrijvingen worden over de voorraad R&D-kapitaal in de 20 landen verdeeld afhankelijk van de aandelen van de landen in de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van de 20 landen gezamenlijk.

Bij de modellering van deze afschrijvingen wordt een onderscheid gemaakt tussen private en publieke R&D-uitgaven. Verondersteld wordt dat private R&D-uitgaven leiden tot veroudering van bestaand privaat R&D-kapitaal en dat publieke R&D-uitgaven leiden tot veroudering van bestaand publiek R&D-kapitaal. Dit is een vereenvoudiging van de werkelijkheid, omdat aangenomen kan worden dat private R&D-uitgaven ook bijdragen aan veroudering van publieke kennis en andersom dat publieke R&D-uitgaven bijdragen aan veroudering van privaat R&D-kapitaal. Bij gebrek aan nadere kwantitatieve informatie hierover wordt er rekentech- nisch echter van uitgegaan dat privaat R&D-kapitaal alleen veroudert als gevolg van private R&D-uitgaven en dat publiek R&D-kapitaal alleen veroudert als gevolg van publieke R&D-uitgaven.

De mate waarin veroudering van R&D-kapitaal plaatsvindt als gevolg van nieuwe R&D-uitgaven wordt voor beide categorieën R&D gelijk verondersteld. Bij gebrek aan informatie over verschillen hiertussen bij private en publieke R&D-uitgaven wordt de lineaire afschrijvingsvoet in beide gevallen op ruim 0,86 verondersteld. Mogelijk wegen hier twee aspecten tegen elkaar op:

- Er kan gelden dat bij private R&D nieuwe kennis in relatief sterke mate substituerend is voor al bestaande kennis. Aghion en Howitt (1992) spreken in dit verband van ‘business stealing’. Bij publieke R&D kan in sterkere mate dan bij private R&D sprake zijn van voortbouwen op al bestaande kennis, wat meer nieuwe kennis tot gevolg zou hebben die complementair is aan al bestaande kennis.
- Hier staat tegenover dat private R&D-kennis gemiddeld genomen sterker beschermd wordt dan publieke R&D-kennis. Publieke R&D-kennis wordt vaak publiekelijk ter beschikking gesteld, terwijl private R&D-kennis in sterkere mate geheim wordt gehouden of beschermd wordt met intellectuele eigendomsrechten.

Voor de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal in de afzonderlijke landen dient een uitgangsniveau te worden geconstrueerd voor het beginjaar van de tijdreeksen die beschikbaar zijn voor de R&D-uitgaven, 1969. Dat kan door voor de jaren voorafgaand aan 1969 een bepaalde constante groeivoet van de R&D-uitgaven te veronderstellen en een bijbehorende vaste afschrijvingsvoet op de één jaar vertraagde voorraad R&D-kapitaal. Dan kan met een formule het uitgangsniveau van de voorraad R&D-kapitaal bepaald worden voor het jaar 1969. Die formule is al weergegeven en toegelicht in paragraaf 4.2 (formule (4.5)). Het betreft een

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

sommering van een meetkundige reeks over een oneindige periode in het verleden, ontleend aan het onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). Hier wordt deze formule opnieuw getoond, met daarin 1969 concreet weergegeven als beginjaar van de beschikbare tijdreeksen voor de R&D-uitgaven:

$$(B6.1) \quad RDK_{1969} = \frac{RD_{1969}}{\left(\frac{g + \delta}{1 + g} \right)}$$

De formule geeft weer dat de voorraad R&D-kapitaal in het beginjaar 1969 (RDK_{1969}) kan worden berekend door de R&D-uitgaven in 1969 (RD_{1969}) te delen door een term waarin een te veronderstellen constante groeivoet van de R&D-uitgaven en een te veronderstellen vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal voorkomen voor de jaren voorafgaand aan 1969 (respectievelijk g en δ). Voor de groeivoet van de R&D-uitgaven zal worden uitgegaan van de gemiddelde groeivoet in de periode waarvoor cijfers beschikbaar zijn (1969-2006). Dat wordt gedaan voor private en publieke R&D-uitgaven afzonderlijk, waarbij verder binnen de publieke R&D-uitgaven nog een onderscheid wordt gemaakt tussen R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en R&D-uitgaven van researchinstellingen. Daarmee worden beginwaarden berekend voor R&D-kapitaal van bedrijven, R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. Afhankelijk van de groeivoeten van de private en de publieke R&D-uitgaven voor het totaal van de 20 OECD-landen zijn vervolgens vaste afschrijvingsvoeten op de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal berekend voor de jaren voorafgaand aan 1969. Dat zijn vaste afschrijvingsvoeten die consistent zijn met een parameter van ruim 0,86 voor het effect van de wereldwijde R&D-uitgaven op de wereldwijde afschrijvingen op R&D-kapitaal. Die afschrijvingsvoeten zijn te berekenen aan de hand van formule (4.10) uit paragraaf 4.3.¹⁹⁷

Voor privaat R&D-kapitaal volgt een afschrijvingsvoet van 16,7% en voor publiek R&D-kapitaal een afschrijvingsvoet van 11,9%. Voor deze twee categorieën R&D-kapitaal tezamen is een afschrijvingsvoet van 15% te berekenen, conform de veronderstelling die voor deze afschrijvingsvoet is gemaakt voor de totale periode 1969-2006 bij de berekening van de waarde van ruim 0,86 als lineaire afschrijvingsparameter op het wereldwijde niveau. Daaruit volgt een afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal die gemiddeld over de periode 1969-2006 boven de 15% ligt, omdat de private R&D-uitgaven sneller zijn gegroeid dan totale R&D-uitgaven. Voor de afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal geldt het tegengestelde. Dat vertaalt zich door naar de vaste afschrijvingsvoeten die voor de periode voorafgaand aan 1969 te veronderstellen zijn op privaat en publiek R&D-kapitaal bij de berekening van de beginwaarden van de voorraad R&D-kapitaal in 1969.

Hierboven is de berekening van de voorraad binnenlands R&D-kapitaal toegelicht, met een onderscheid naar privaat R&D-kapitaal en twee categorieën publiek R&D-kapitaal. Bij de berekening van buitenlands R&D-kapitaal wordt hetzelfde onderscheid gemaakt tussen verschil-

¹⁹⁷ Formule (4.10) is daarbij als volgt te herschrijven: $\delta^{lin} = \frac{\delta}{g + \delta} \Leftrightarrow \delta = \frac{g \delta^{lin}}{(1 - \delta^{lin})}$.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

lende categorieën R&D-kapitaal. Per categorie wordt de ontwikkeling van het binnenlandse R&D-kapitaal in de 19 andere OECD-landen daarbij gewogen op basis van invoeraandelen. Daarmee wordt aangesloten bij Coe en Helpman (1995), die het buitenlandse R&D-kapitaal ook berekenen door het R&D-kapitaal in de afzonderlijke landen te wegen op basis van invoeraandelen. Coe en Helpman (1995) wegen hierbij absolute bedragen. Dat heeft als nadeel dat de absolute omvang van de hoeveelheid R&D-kapitaal in de landen waaruit wordt geïmporteerd, doorwerkt in de hoeveelheid buitenlands R&D-kapitaal van een land. Een verschuiving van invoer uit kleine landen naar invoer uit grote landen zou een positieve invloed hebben op de voorraad buitenlands R&D-kapitaal en daarmee op de productiviteit van een land. Jacobs, Nahuis en Tang (2002) kiezen in verband met deze beperking voor een benadering waarbij de ontwikkeling van de hoeveelheid buitenlands R&D-kapitaal wordt bepaald door van jaar op jaar niet de absolute omvang van de hoeveelheid R&D-kapitaal in de andere landen te wegen op basis van invoeraandelen, maar de groeivoet ervan.

In dit onderzoek wordt hier een variant op toegepast. Er wordt niet van jaar op jaar een gemiddelde groeivoet van R&D-kapitaal in andere landen bepaald op basis van invoeraandelen. In plaats daarvan wordt voor alle jaren de hoeveelheid R&D-kapitaal in andere landen ten opzichte van het referentiejaar 1969 (zie paragraaf B6.2.1 van deze bijlage) gewogen met de invoeraandelen voor het lopende jaar. Aanvullend wordt bij de lopende invoeraandelen echter ook rekening gehouden met verschuivingen van handelspatronen qua kennisintensiteit van de invoer door hier ook de R&D-kapitaalintensiteit (omvang van het R&D-kapitaal in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product) in het jaar 1969 in de afzonderlijke buitenlandse landen bij te betrekken.¹⁹⁸ Dit sluit aan bij Lichtenberg en Van Pottelsberghe (1998), die stellen dat bij de ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal ook rekening gehouden zou moeten worden met de hoeveelheid R&D-kapitaal in verhouding tot de omvang van de economie in de afzonderlijke landen (als maatstaf voor de kennisintensiteit in de landen).

B6.2.4 Berekening van de technologische kennisvoorraad op basis van toegekende Amerikaanse patenten

Analoog aan de berekening van R&D-kapitaal wordt een technologische kennisvoorraad geconstrueerd op basis van toegekende Amerikaanse patenten. Deze technologische kennisvoorraad wordt gebruikt voor het modelleren van een ‘catching-up’-mechanisme in de arbeidsproductiviteitsvergelijking. Daarnaast wordt deze variabele gebruikt als maatstaf voor hoogwaardige kennis in zowel de arbeidsproductiviteitsvergelijking als de R&D-vergelijking. De modellering van het ‘catching-up’-mechanisme wordt nader beschreven nadat eerst de berekening van de kennisvoorraad is toegelicht.

Voor de berekening van de technologische kennisvoorraad worden cijfers over toegekende Amerikaanse patenten benut vanaf het jaar 1963 (het eerste jaar waarvoor de cijfers beschik-

¹⁹⁸ Hiertoe wordt een interactieterm opgenomen die voor de opeenvolgende jaren berekend is als de verhouding tussen 1) de *met lopende invoeraandelen* gewogen omvang van het R&D-kapitaal in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product in de afzonderlijke buitenlandse landen in het referentiejaar 1969 en 2) de *met invoeraandelen in het jaar 1969* gewogen omvang van het R&D-kapitaal in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product in de afzonderlijke buitenlandse landen in dat referentiejaar 1969.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

baar zijn voor afzonderlijke landen). Toegekende Amerikaanse patenten worden over de tijd gecumuleerd, waarbij rekening wordt gehouden met veroudering van kennis door afschrijvingen toe te passen. Er wordt verondersteld dat pas patenten worden toegekend op inventies na drie jaar, in navolging van het in paragraaf 3.4 besproken onderzoek van Porter en Stern (2000). Aangezien de kennis al eerder ontwikkeld is, worden patenten toegekend in jaar $t+3$ al meegerekend in de technologische kennisvoorraad van jaar t .

De data voor Amerikaanse patenten toegekend aan ingezetenen van de Verenigde Staten zijn gecorrigeerd voor een ‘thuisvoordeel’ van dat land. Daarmee kan de te berekenen technologische kennisvoorraad voor de Verenigde Staten in de cross-sectiedimensie vergeleken worden met die in andere landen bij het bepalen van de technologische afstand van die landen tot de Verenigde Staten. Die correctie heeft plaatsgevonden op basis van achterliggende data van het onderzoek van Stern, Porter en Furman (2000), dat gerelateerd is aan het onderzoek van Porter en Stern (2000).¹⁹⁹ Daar wordt voor de Verenigde Staten uitgegaan van patenten op vindingen die niet alleen in de Verenigde Staten, maar ook in ten minste één ander land werden toegekend (zie Stern, Porter en Furman, 2000, blz. 39). Deze data zijn beschikbaar voor de periode 1975-1996. Voor de overige jaren is uitgegaan van dezelfde verhouding ten opzichte van het totale aantal aan Amerikaanse ingezetenen toegekende Amerikaanse patenten als in 1996 (voor de jaren na 1996) dan wel 1975 (voor de jaren voorafgaand aan 1975). In 1975 bedroeg die verhouding 0,766, in 1996 0,783.

Net als bij de berekening van R&D-kapitaal wordt de afschrijvingsvoet over de kennisvoorraad in het voorgaande jaar lineair afhankelijk gemaakt van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis op het wereldwijde niveau, waarvoor in dit geval het wereldwijde aantal toegekende Amerikaanse patenten in jaar $t+3$ als maatstaf geldt. Voor de lineaire afschrijvingsvoet wordt hier een andere waarde gekozen dan bij de berekening van R&D-kapitaal. Vanwege de bescherming die rust op gepatenteerde kennis, is die minder gemakkelijk te vervangen door nieuw ontwikkelde kennis, zodat een lagere lineaire afschrijvingsvoet aannemelijk is. Hall, Jaffe en Trajtenberg (2002) hebben de veroudering van kennis waarop Amerikaanse patenten zijn toegekend, gekwantificeerd door het verloop van het aantal citaties naar afzonderlijke patenten in kaart te brengen voor patenten toegekend in de periode 1963-1999. Uit het onderzoek volgt dat de patenten gemiddeld 10,4% per jaar verouderd zouden zijn. Voor de 20 OECD-landen uit het empirisch onderzoek van dit proefschrift is op iteratieve wijze berekend dat dit consistent is met een creatievestruktieparameter van 0,788, inhoudende dat een nieuw toegekend patent binnen de 20 landen gemiddeld genomen voor 78,8% zou samengaan met veroudering van al bestaande toegekende patenten binnen de 20 landen.

Vervolgens is voor de 20 landen een beginvoorraad berekend voor de technologische kennisvoorraad in het jaar 1960 (het beginjaar van de beschikbare data voor toegekende Amerikaanse patenten, gecorrigeerd voor de veronderstelde drie jaar vertraging tussen de ontwikkeling van nieuwe kennis en de toekenning van patenten over die nieuwe kennis). Daarvoor is een formule van toepassing die analoog is aan de formule die hiervoor al werd besproken voor de berekening van de voorraad R&D-kapitaal:

¹⁹⁹ Deze data zijn door Furman verstrekt ten behoeve van onderzoek van Heszen (2001) naar de determinanten van de innovatiekracht, uitgevoerd op het Ministerie van Economische Zaken.

$$(B6.2) \quad TKVUSPAT_{1960} = \frac{USPAT_{1963}}{\left(\frac{g + \delta}{1 + g} \right)}$$

De formule toont dat voor de afzonderlijke landen een beginwaarde voor de technologische kennisvoorraad in 1960 ($TKVUSPAT_{1960}$) kan worden berekend door het aantal toegekende Amerikaanse patenten in 1963 ($USPAT_{1963}$; aantal toegekende Amerikaanse patenten in jaar $t+3$ in 1960) te delen door een term waarin een veronderstelde constante groeivoet van het aantal toegekende Amerikaanse patenten voor de jaren voorafgaand aan 1963 (g) en een veronderstelde vaste afschrijvingsvoet op de technologische kennisvoorraad voor de jaren voorafgaand aan 1960 (δ) voorkomen.

Voor de groeivoet van het aantal toegekende Amerikaanse patenten voorafgaand aan 1963 wordt voor de afzonderlijke landen uitgegaan van de gemiddelde groeivoet over de periode 1963-2007 (de periode waarover tijdreeksen beschikbaar waren ten tijde van het verzamelen van data in het najaar van 2008; zie paragraaf B.6.1). Voor de afschrijvingsvoet is een waarde berekend die consistent is met de groeivoet van het aantal toegekende patenten in het totaal van de 20 landen over de periode 1963-2007 bij de veronderstelde wereldwijde creatievestructieparameter van 0,788. Die afschrijvingsvoet kan worden berekend aan de hand van formule (4.10) uit paragraaf 4.3, zoals al aan de orde kwam bij de berekening van een beginvoorraad R&D-kapitaal.²⁰⁰ Hiervoor volgt een waarde van 10,4%, wat gelijk is aan het verouderingspercentage dat door Hall, Jaffe en Trajtenberg (2002) gevonden werd voor patenten toegekend in de periode 1963-1999.

Bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven wordt met de hoogwaardige kennisvoorraad in zowel het binnen- als het buitenland rekening gehouden, zoals toegelicht wordt in paragraaf 6.5.6. De buitenlandse hoogwaardige kennisvoorraad wordt daarbij simpelweg berekend door de hoogwaardige kennisvoorraad in de 19 andere OECD-landen uit het onderzoek bij elkaar op te tellen.

B6.2.5 Modelling van ‘catching-up’

In paragraaf 6.3.3 is besproken dat bij de modellering van het ‘catch-up’-mechanisme de technologische afstand tussen landen op twee elkaar aanvullende manieren wordt benaderd:

- op basis van productiviteitsverhoudingen tussen landen, waarbij het arbeidsproductiviteitsniveau in een land ten opzichte van de Verenigde Staten als (veronderstelde) technologische leider wordt gecorrigeerd voor invloeden van de kapitaalarbeidsverhouding, de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar), het aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de inkomsten uit oliewinning in Noorwegen;
- door de technologische kennisvoorraad zoals die op basis van toegekende Amerikaanse patenten kan worden berekend, in verhouding te plaatsen tot de omvang van de beroeps-

²⁰⁰ Als herschreven vorm van formule (4.10) is hier weer van toepassing: $\delta = \frac{g \delta^{lin}}{(1 - \delta^{lin})}$.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

bevolking en de daaruit resulterende maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau in een land vervolgens uit te drukken ten opzichte van het niveau in de Verenigde Staten als (daarbij naar voren komende) technologische leider.

Hieronder wordt beschreven hoe de ‘catching-up’-variabelen volgens beide benaderingen concreet worden bepaald voor gebruik bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7. Eerst zal worden ingegaan op de meting van de technologische afstand van een land ten opzichte de Verenigde Staten bij beide benaderingen. De technologische afstand van een land ten opzichte van de Verenigde Staten kan als verklarende factor worden beschouwd voor de arbeidsproductiviteitsgroei in landen. Bij de empirische schattingen worden echter langetermijnevenwichtsrelaties voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in *niveaus* geschat. Daarom zal vervolgens worden besproken hoe de ‘catching-up’-variabelen die van toepassing zijn voor vergelijkingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei, worden vertaald naar variabelen die kunnen worden opgenomen in de te schatten vergelijkingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in *niveaus*. Tot slot wordt besproken hoe de R&D-kapitaalintensiteit en de gemiddelde opleidingsduur als interactietermen worden verwerkt binnen de te hanteren ‘catching-up’-variabelen.

Meting van technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten op basis van productiviteitsverhoudingen

Bij de benadering op basis van gecorrigeerde productiviteitsverhoudingen tussen landen kan pas bij de empirische schattingen de technologische afstand tussen landen worden gekwantificeerd:

- De correcties voor de invloeden van de gemiddelde opleidingsduur, het aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon vinden plaats op basis van empirisch te schatten coëfficiënten voor de invloeden van ontwikkelingen (over de tijd) van deze variabelen op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De daarbij geschatte coëfficiënten worden simultaan gebruikt om het arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van de Verenigde Staten bij het ‘catching-up’-effect te corrigeren voor deze factoren.
- Daarnaast wordt een correctie aangebracht voor de sterk gestegen bijdrage van inkomsten uit oliewinning op het arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen. Daarvoor wordt een variabele gebruikt die de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen weergeeft. Die variabele wordt gehanteerd bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling over de tijd in Noorwegen. De geschatte coëfficiënt wordt simultaan gebruikt om het arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen ten opzichte van de Verenigde Staten te corrigeren voor de specifieke invloed van inkomsten uit oliewinning.

De correctie voor de invloed van de kapitaalarbeidsverhouding vindt wel vooraf plaats. Dat gebeurt aan de hand van het aandeel van kapitaalinkomen in de bruto toegevoegde waarde als gewicht voor kapitaal binnen de groeiboekhoudingsmethodiek. Daarbij worden groeiboekhoudingsgewichten voor de kapitaalarbeidsverhouding als niveauvariabele berekend zoals beschreven is in paragraaf 6.2.1. De resulterende arbeidsproductiviteitsniveaus gecorrigeerd voor het effect van de kapitaalarbeidsverhouding worden vervolgens tussen de landen verge-

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

lijikbaar gemaakt door deze om te rekenen via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product).

Meting van technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten op basis van een technologische kennisvoorraad

Bij de benadering op basis van een technologische kennisvoorraad wordt de technologische afstand tussen landen direct gekwantificeerd. In paragraaf B6.2.4 is al besproken hoe de technologische kennisvoorraad van een land daarbij wordt bepaald op basis van gecumuleerde aantallen toegekende Amerikaanse patenten. In tabel B6.1 wordt voor de verschillende landen de ontwikkeling over de tijd getoond van de technologische afstand die bij deze benadering volgt ten opzichte van de Verenigde Staten (VS = 1,00).

*Tabel B6.1 Technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten, gemeten op basis van de voorraad toegekende Amerikaanse patenten (VS = 1,00)**

	1970	1975	1980	1985	1990	1995	2000	2006
Australië	0,05	0,08	0,11	0,14	0,15	0,15	0,17	0,21
België	0,12	0,16	0,19	0,22	0,24	0,28	0,31	0,29
Canada	0,26	0,29	0,30	0,34	0,38	0,41	0,44	0,43
Denemarken	0,11	0,15	0,17	0,20	0,21	0,25	0,31	0,33
Duitsland	0,34	0,49	0,63	0,74	0,75	0,54	0,55	0,54
Finland	0,04	0,09	0,13	0,21	0,30	0,40	0,53	0,66
Frankrijk	0,16	0,22	0,27	0,32	0,36	0,34	0,33	0,30
Ierland	0,03	0,03	0,04	0,06	0,09	0,10	0,13	0,15
Italië	0,06	0,08	0,11	0,13	0,16	0,16	0,16	0,14
Japan	0,10	0,22	0,35	0,56	0,80	0,89	1,00	1,16
Nederland	0,21	0,27	0,33	0,38	0,39	0,35	0,34	0,34
Nieuw Zeeland	0,03	0,04	0,07	0,09	0,09	0,10	0,12	0,12
Noorwegen	0,09	0,12	0,13	0,16	0,17	0,18	0,20	0,22
Oostenrijk	0,10	0,16	0,21	0,26	0,28	0,25	0,27	0,27
Portugal	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,003	0,004	0,005
Spanje	0,01	0,01	0,02	0,02	0,03	0,03	0,03	0,03
Verenigde Staten	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00	1,00
Verenigd Koninkrijk	0,24	0,28	0,32	0,33	0,32	0,30	0,29	0,27
Zweden	0,36	0,49	0,58	0,64	0,59	0,60	0,71	0,64
Zwitserland	0,73	1,02	1,24	1,30	1,16	0,97	0,84	0,70

* Het technologisch ontwikkelingsniveau van een land is bepaald door de gecumuleerde hoeveelheid toegekende Amerikaanse patenten in jaar $t+3$, gecorrigeerd voor veroudering van kennis, in verhouding te plaatsen tot de omvang van de beroepsbevolking. Het verschil ten opzichte van de basiswaarde 1,00 geeft de technologische achterstand (bij een waarde kleiner dan 1,00) dan wel voorsprong (bij een waarde groter dan 1,00) ten opzichte van de Verenigde Staten weer. Er is gebruikgemaakt van data over aantallen toegekende Amerikaanse patenten voor de jaren tot en met 2007. Om ook voor de jaren 2005 en 2006 de technologische kennisvoorraad in jaar $t+3$ te kunnen berekenen, zijn voor 2008 en 2009 de aantallen toegekende Amerikaanse patenten geraamd aan de hand van de ontwikkeling van het aantal aangevraagde Amerikaanse patenten in de jaren 2005 en 2006 ten opzichte van 2004.

Bron: berekeningen op basis van data van het U.S. Patent and Trademark Office (<http://www.uspto.gov>; zie bijlage B6.1) voor de toegekende Amerikaanse patenten en data uit Economic Outlook Database (juni 2008) van de OECD voor de omvang van de beroepsbevolking.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

De Verenigde Staten, Zwitserland en Japan komen in tabel B6.1 als technologische leiders naar voren binnen de in beschouwing genomen periode 1970-2006. In een deel van de periode (tussen 1975 en 1995) komt de indicator voor Zwitserland zelfs ruim boven het niveau van de Verenigde Staten uit, terwijl Japan in de loop der jaren gestaag is opgeklimmen tot een positie die in 2006 16% boven de Verenigde Staten uitkomt. Voor alle jaren wordt echter eenvoudigweg de Verenigde Staten als referentieland gekozen voor technologisch leiderschap. Voor Zwitserland betekent dit voor een groot aantal jaren dat in wezen rekening wordt gehouden met een negatief ‘catch-up’-effect ten opzichte van de Verenigde Staten. Hetzelfde geldt voor Japan in recente jaren. Mogelijk kan dit gerechtvaardigd worden op basis van de ‘wet van de remmende vooruitgang’.

Voor Nederland komt het verhoudingsgetal de laatste jaren uit op ongeveer 0,34. Of dit een reële afspiegeling is van de technologische afstand van Nederland tot de Verenigde Staten, kan mogelijk betwijfeld worden. De verhoudingen tussen Nederland en veel andere (met name Europese) landen ogen echter tamelijk realistisch, zodat de gehanteerde variabele de verhoudingen tussen landen wat betreft ‘catch-up’-potentie ten opzichte van de Verenigde Staten over het algemeen toch redelijk goed zou kunnen weergeven. De verhoudingen tussen de verschillende landen zijn uiteindelijk bepalend voor de productiviteitsgroei die in de afzonderlijke landen aan ‘catching-up’ ten opzichte van de Verenigde Staten is toe te schrijven volgens de te verkrijgen empirische uitkomsten. Van belang voor de interpretatie van de cijfers die op deze wijze verkregen zijn voor de technologische afstand van landen ten opzichte van de Verenigde Staten is dat de data voor de toegekende Amerikaanse patenten aan ingezetenen van de Verenigde Staten zelf zijn gecorrigeerd voor een ‘thuisvoordeel’ van dat land, zoals in paragraaf B6.2.4 al is besproken.

Vertaling naar ‘catch-up’-variabelen voor vergelijkingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in niveaus

‘Catch-up’-mechanismen worden normaliter opgenomen in vergelijkingen ter verklaring van de *groei* van de arbeidsproductiviteit. Een technologische achterstand ten opzichte van de technologische leider wordt geacht een positieve invloed te hebben op de groei van de productiviteit. Hieronder wordt een methode beschreven om een ‘catch-up’-mechanisme zoals dat normaliter wordt gehanteerd in vergelijkingen ter verklaring van de groei van de arbeidsproductiviteit, om te zetten naar een modellering voor een niveauvergelijking.

De basisgedachte bij de modellering van een ‘catch-up’-mechanisme voor een niveauvergelijking is dat in de loop der tijd een cumulatie heeft plaatsgevonden van ‘catch-up’-effecten zoals die in een vergelijking voor de groei van de arbeidsproductiviteit zouden worden gemodelleerd. In het arbeidsproductiviteitsniveau van 1969 zijn ‘catching-up’-effecten verwerkt die tot aan dat jaar zijn gerealiseerd. Daarmee kan het gecumuleerde ‘catch-up’-effect voor het beginjaar 1969 van de tijdreeksen worden genormaliseerd op 0 en kan voor de jaren vanaf 1970 rekening worden gehouden met een cumulatie van ‘catch-up’-effecten ten opzichte van de situatie in 1969.

Het bovenstaande is in spreadsheets gemodelleerd voor beide besproken benaderingen voor de bepaling van de technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten. Dat is op zodanige wijze gedaan dat bij de empirische schattingen van jaar op jaar ‘catch-up’-effecten

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

op de *groei* van de arbeidsproductiviteit (uitgedrukt als delta van de natuurlijke logaritme van de arbeidsproductiviteit) worden gemeten die lineair afhankelijk zijn van de natuurlijke logaritme van de technologische positie van een land ten opzichte van de Verenigde Staten in het voorgaande jaar volgens beide benaderingen. Bij de benadering op basis van een technologische kennisvoorraad is de methodiek het eenvoudigst toe te passen:

- De technologische positie van een land ten opzichte van de Verenigde Staten wordt daarbij bepaald door in de opeenvolgende jaren de technologische kennisvoorraad in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking in een land uit te drukken ten opzichte van het niveau in de Verenigde Staten. De natuurlijke logaritme daarvan wordt vervolgens met een jaar vertraging als verklarende variabele beschouwd voor de groeivoet van de arbeidsproductiviteit, weergegeven als delta van de natuurlijke logaritme van de arbeidsproductiviteit.
- Door de logaritmische vormgeving kan de variabele waarmee de technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten wordt gemeten, eenvoudig over de tijd gecumuleerd worden door deze te sommeren. Door denkbeeldig rekening te houden met een coëfficiënt voor die variabele, is dan gemakkelijk te bepalen hoeveel ‘catching-up’-effect er in de opeenvolgende jaren vanaf 1970 gecumuleerd werd bereikt ten opzichte van 1969. Door vervolgens die coëfficiënt weer weg te denken, wordt een ‘catch-up’-variabele verkregen die binnen een niveauvergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling kan worden opgenomen. Die variabele geeft van jaar op jaar de gecumuleerde waarde van de één jaar vertraagde technologische kennisvoorraadpositie ten opzichte van de Verenigde Staten weer in vergelijking met de waarde ervan in referentiejaar 1969. Daarmee heeft die variabele in het jaar 1969 voor alle landen de waarde van 0. In de jaren na 1969 volgt voor de landen buiten de Verenigde Staten in principe een in de tijd olopende negatieve waarde.
- De empirisch te schatten coëfficiënt van die variabele geeft van jaar op jaar het effect van de één jaar vertraagde technologische kennisvoorraad ten opzichte van het niveau in de Verenigde Staten weer op de groeivoet van de arbeidsproductiviteit. Dat is rechtstreeks in te zien door de te verklaren arbeidsproductiviteitsvariabele en de verklarende ‘catching-up’-variabele in delta’s uit te drukken. Dan volgt namelijk dat de één jaar vertraagde waarde van de natuurlijke logaritme van de technologische kennisvoorraad ten opzichte van het niveau in de Verenigde Staten verklarend is voor de delta van de natuurlijke logaritme van de arbeidsproductiviteit. De empirisch te schatten coëfficiënt dient een negatief teken te hebben voor theoretische aanvaardbaarheid.

Bij de benadering op basis van gecorrigeerde productiviteitsverhoudingen wordt een vergelijkbare methodiek toegepast. Als verschil geldt dat de technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten nu niet direct te kwantificeren is. Er worden nu diverse variabelen gecombineerd met empirisch te schatten coëfficiënten om de productiviteitspositie van een land ten opzichte van de Verenigde Staten te corrigeren voor diverse factoren. De natuurlijke logaritmen van de één jaar vertraagde waarden van deze variabelen worden op dezelfde wijze als bij de technologische kennisvoorraadvariabele binnen de vorige benadering het geval is, over de tijd gecumuleerd en in afwijking van de waarden in het (referentie)jaar 1969 opgenomen in de empirisch te schatten vergelijkingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in niveaus. Dat leidt tot een ‘catch-up’-mechanisme waarbij verschillende coëfficiënten tegelijkertijd worden geschat:

- Ten eerste wordt een algemene coëfficiënt geschat voor een samengestelde term die over

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

de tijd gecumuleerde waarden weergeeft van de natuurlijke logaritme van de gecorrigeerde productiviteitspositie van een land ten opzichte van de Verenigde Staten in vergelijking met de waarde daarvan in 1969.

- Binnen de samengestelde term wordt de productiviteitspositie van een land ten opzichte van de Verenigde Staten via afzonderlijke coëfficiënten gecorrigeerd voor de effecten van de gemiddelde opleidingsduur, het aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en, in het geval van Noorwegen, de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie. Daarbij wordt gebruikgemaakt van over de tijd gecumuleerde waarden van de natuurlijke logaritmen van variabelen ten opzichte van 1969. Vooraf is bij de productiviteitsvariabele al een correctie aangebracht voor het effect van de kapitaalarbeidsverhouding (op basis van de groeiboekhoudingsmethodiek).

Verwerking van de R&D-kapitaalintensiteit en de gemiddelde opleidingsduur als interactie-termen bij ‘catching-up’

Binnen beide benaderingen is ook gemodelleerd dat ‘catching-up’ naast de technologische afstand van een land tot de technologische leider afhankelijk kan zijn van de R&D-kapitaalintensiteit in een land. Op die wijze wordt rekening gehouden met het belang van het zelf ontwikkelen van technologische kennis voor de absorptie van buitenlandse technologische kennis. Op vergelijkbare wijze is rekening gehouden met een mogelijk interactie-effect van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, gerepresenteerd door de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar). Het opnemen van de R&D-kapitaalintensiteit en de gemiddelde opleidingsduur als interactie-termen leidt tot extra ‘catching-up’-variabelen. Ze zijn bepaald door de variabelen die worden gebruikt om de technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten te modelleren (als directe variabele, zoals bij de benadering op basis van toegekende Amerikaanse patenten, of als verzameling van variabelen die worden gecombineerd met empirisch te schatten coëfficiënten, zoals bij de benadering op basis van productiviteitsverhoudingen), telkens voor te vermenigvuldigen met de R&D-kapitaalintensiteit van een land (totale hoeveelheid privaat en publiek R&D-kapitaal in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product) dan wel de gemiddelde opleidingsduur. Vervolgens zijn de hieruit resulterende variabelen alle vertaald naar variabelen die in een niveauvergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling kunnen worden opgenomen volgens de eerder beschreven methodiek.

B6.2.6 Variabelen voor de openheid van de economie en de invoerquote

De openheid van de economie wordt gemeten op basis van de omvang van de export en de import in verhouding tot de omvang van de economie. In navolging van Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001) wordt de openheid benaderd aan de hand van de som van de exportintensiteit en de mate van importpenetratie. De exportintensiteit is gedefinieerd als de totale export in verhouding tot het bruto binnenlands product. De importpenetratie wordt berekend door de totale import in verhouding tot de binnenlandse afzet (= bruto binnenlands product + totale import – totale export) te plaatsen en te vermenigvuldigen met: 1 minus de exportintensiteit (uitgedrukt als perunage). De laatstgenoemde vermenigvuldiging vindt plaats om te corrigeren voor de importcomponent van de export.

Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001) gaan bij de berekening van de openheidsvariabele

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

uit van nominale grootheden. Hier wordt voor volumegrootheden gekozen, vanwege twee redenen:

- Ten eerste wordt de prijsontwikkeling van het bruto binnenlands product c.q. de binnenlandse afzet voor het overgrote deel bepaald door de prijsontwikkeling van diensten, terwijl internationale handel vooral plaatsvindt in industriële producten. De prijzen van het bruto binnenlands product en de binnenlandse afzet zijn aanzienlijk sterker stegen dan die van op internationale markten verhandelde (voornamelijk industriële) producten. Hierdoor geeft een openheidsvariabele op basis van nominale grootheden een vertekend beeld van het belang van de internationaliseringsontwikkeling voor industriële bedrijven, voor wie deze ontwikkeling het meest relevant is (Mensink en Van Bergeijk, 1996; Van Bergeijk en Mensink, 1997). Door uit te gaan van volumebedragen voor de export en de import en die in verhouding te plaatsen tot het volume van het bruto binnenlands product c.q. de binnenlandse afzet, wordt de vertekening vermeden.
- Ten tweede zijn de export- en importprijzen afhankelijk van prijsfluctuaties op de internationale markten, waarbij ook wisselkoersfluctuaties een rol spelen (Kleinknecht en Ter Wengel, 1996). Door uit te gaan van volumegrootheden wordt voor deze prijsfluctuaties, die het beeld op korte termijn kunnen vertroebelen, gecorrigeerd.

De openheid van de economie heeft een zelfstandige rol in de empirisch te schatten vergelijkingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-intensiteit van bedrijven (zie de paragrafen 6.4.4 en 6.5.14). Daar is de variabele een indicator voor de omvang van de buitenlandse afzetmarkt en de mate van internationale concurrentie. Daarnaast komt de openheid van de economie als interactievariabele voor bij de hoogwaardigekennisvoorraadpositie van een land ten opzichte van het buitenland als verklarende factor voor de R&D-intensiteit van bedrijven (zie paragraaf 6.5.6). Daar is de variabele een proxy voor de gevoeligheid van de R&D-uitgaven in een land voor internationalisering van R&D. Als de openheid van de economie als zelfstandige variabele fungeert, is er reden om de variabele te corrigeren voor de relatieve omvang van de economie. Dan wordt er namelijk rekening mee worden gehouden dat kleinere landen over het algemeen een grotere openheid van de economie hebben dan grotere landen, omdat de binnenlandse economie in de kleinere landen een geringer deel uitmaakt van de wereldeconomie. Bij kleinere landen staat tegenover een grotere buitenlandse afzetmarkt een kleinere binnenlandse afzetmarkt en tegenover een groter belang van concurrentie uit het buitenland een minder groot gewicht van concurrentie in het binnenland.

In lijn met Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001) wordt een correctie voor de relatieve omvang van een economie aangebracht aan de hand van een regressieanalyse. Eerst wordt met de regressieanalyse de invloed van de relatieve omvang van een economie op de openheid van de economie gemeten, waarna vervolgens een gecorrigeerde openheidsvariabele wordt berekend. Bassanini, Scarpetta en Hemmings (2001) hebben de bevolkingsomvang als variabele gehanteerd om de openheid van de economie te corrigeren voor de omvang van een land. Hier zal het volume van het bruto binnenlands product als maatstaf voor de omvang van een economie gebruikt. Om de relatieve omvang ten opzichte van andere landen weer te geven, wordt concreet uitgegaan van het volume van het bruto binnenlands product in een land in verhouding tot de totale omvang hiervan in de 19 andere OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

De regressieanalyse is weergegeven in tabel B6.2. De bijbehorende symbolenlijst geeft de betekenis van de variabelen in de tabel weer. Er is een elasticiteit van $-0,22$ gevonden voor de variabele die de relatieve omvang van het bruto binnenlands product in een land weergeeft. In schattingsvariant (1) zijn tijddummy's opgenomen om rekening te houden met gemeenschappelijke internationaliseringsontwikkelingen in de landen. In schattingsvariant (2) is daarvoor een trendvariabele opgenomen. Dat levert praktisch hetzelfde resultaat op.

*Tabel B6.2 Relatie tussen de openheid en de relatieve omvang van de economie**

	Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(OH)$)	
	(1)	(2)
Constante (voor het jaar 2005)**	3,21 (47,18)	3,20 (90,85)
$\ln(BBP/BBP_BU)$	-0,22 (-26,79)	-0,22 (-27,21)
<i>TREND</i>	-	0,02 (19,59)
Landendummy's opgenomen?	Nee	Nee
Tijddummy's opgenomen?	Ja	Nee
R^2	0,588	0,584
Gecorrigeerde R^2	0,566	0,582
Schattingsperiode	1970-2006	
Aantal landen	20	
⇒ Aantal waarnemingen	740 (= 20 × 37)	

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit (White-standaardfouten). Van een correctie van de standaardfouten voor autocorrelatie is hier afgezien, omdat autocorrelatie hier weinig relevant is. De nadruk ligt bij deze schattingen op cross-sectieverschillen tussen landen in plaats van ontwikkelingen binnen landen over de tijd. Om die reden is de Durbin-Watson-coëfficiënt, die hier extreem laag is (0,01 bij beide schattingen), niet in de tabel gepresenteerd.

** De constante heeft betrekking op het jaar 2005, omdat bij de tijddummy's en de trendvariabele het jaar 2005 als basisjaar is gekozen. Voor dat jaar is er geen tijddummy van toepassing c.q. is de trendvariabele op 0 gesteld. De gevonden coëfficiënten voor de tijddummy's (hier niet gepresenteerd) geven tijdspecifieke effecten voor de jaren buiten het basisjaar 2005 weer in afwijking van de constante voor het jaar 2005.

<i>Symbolenlijst bij tabel B6.2</i>	
<i>BBP</i>	= volume van bruto binnenlands product (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>BBP_BU</i>	= volume van bruto binnenlands product in het totaal van de 19 andere OECD-landen (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>OH</i>	= openheid van de economie, gemeten op basis van volumes van export en import in verhouding tot de omvang van de economie (%)
<i>TREND</i>	= trendvariabele (... , 2004 = -1, 2005 = 0, 2006 = 1)

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

De uitkomsten van de regressieanalyse leiden tot de volgende correctie van de openheidsvariabele (waarbij OH_{COR} de gecorrigeerde openheid weergeeft):

$$(B6.3) \ln(OH_{COR}) = \ln(OH) + 0,22 \ln(BBP / BBP_BU)$$

De hieruit volgende cijfers voor OH_{COR} drukken de openheid van een economie uit die (hypothetisch) gegolden zou hebben als het volume van het bruto binnenlands product in het eigen land gelijk was geweest aan het volume van het bruto binnenlands product in het totaal van de 19 andere OECD-landen. Tabel B6.3 geeft de uitkomsten voor een aantal jaren. Uit tabel B6.3 blijkt bijvoorbeeld dat Nederland ook gecorrigeerd voor de betrekkelijk geringe omvang van de economie als relatief open kan worden aangemerkt. Nederland scoort in het meest recent jaar 2006 zelfs het hoogst bij deze gecorrigeerde indicator, gevolgd door België en Canada. Japan blijkt zowel bij de ongecorrigeerde als de gecorrigeerde openheid de laagste waarde te hebben van de 20 landen.

Tabel B6.3 Correctie van de openheid van de economie voor de relatieve omvang van de economie

	Openheid, ongecorrigeerd (variabele OH)				Openheid, gecorrigeerd (variabele OH_{COR})			
	1970	1985	2000	2006	1970	1985	2000	2006
Australië	17,5	21,4	34,9	36,9	8,8	9,4	11,9	17,0
België	67,5	78,8	96,0	98,1	24,3	26,9	30,8	34,2
Canada	34,2	38,5	62,8	59,5	15,6	18,0	22,4	32,6
Denemarken	31,6	45,4	66,3	75,9	11,9	13,5	16,9	21,1
Duitsland	31,4	38,6	48,2	55,1	18,7	22,7	27,9	32,1
Finland	37,6	42,9	43,2	69,4	11,5	13,2	13,3	21,1
Frankrijk	21,3	28,0	33,7	48,8	11,9	15,6	18,5	26,3
Ierland	50,9	59,9	77,2	99,6	12,8	15,6	20,3	29,0
Italië	24,8	29,2	36,9	50,0	13,6	16,1	20,0	26,5
Japan	9,7	13,0	15,0	19,1	6,2	8,6	10,1	12,5
Nederland	54,1	62,3	71,4	89,3	22,0	25,2	28,4	35,7
Nieuw Zeeland	31,1	37,2	43,4	54,1	8,7	10,0	11,6	14,5
Noorwegen	49,0	49,0	56,6	62,9	14,2	14,7	16,8	19,1
Oostenrijk	38,3	50,2	58,0	75,4	13,3	17,5	20,0	25,8
Portugal	35,1	34,2	48,6	61,6	10,8	10,9	15,6	19,8
Spanje	15,8	21,2	29,9	52,7	7,3	9,8	13,8	24,4
Verenigde Staten	11,0	13,6	17,7	27,1	9,8	12,1	15,9	25,0
Verenigd Koninkrijk	31,1	37,7	43,4	57,8	17,4	20,4	23,3	30,8
Zweden	38,8	43,2	50,4	73,8	14,4	15,5	17,8	25,7
Zwitserland	36,3	47,6	53,7	68,0	13,7	17,2	19,0	23,2

Bron: berekeningen op basis van Economic Outlook Database (juni 2008) van de OECD en de uitkomsten van de regressieanalyse weergegeven in tabel B6.2.

Voor de uitkomsten van de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-intensiteit van bedrijven in dit proefschrift heeft de correctie van de variabele voor de openheid van de economie geen grote consequenties, omdat daarvoor alleen ontwikkelingen in de tijd van belang zijn (door het opnemen van landendummy's) en de relatieve omvang van een economie over de tijd weinig verandert. Voor een goede inter-

pretatie van de openheidsvariabele (ook in de cross-sectiedimensie) en de zuiverheid van de schattingsresultaten verdient het echter de voorkeur om te corrigeren voor de relatieve omvang van de economie. Belangrijk bij het gebruik van de openheid van de economie als verklarende variabele voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-intensiteit van bedrijven is vooral dat er internationaal sprake is van een duidelijke trendmatige toename van de openheid van de economie, wat het gevolg is van de internationaliseringstrend. Die trendmatige toename is bij alle landen duidelijk zichtbaar. Dat staat los van het al dan niet corrigeren van de variabele voor de relatieve omvang van de economie.

De openheid van de economie als interactieterm bij de invloed van de hoogwaardigekennispositie van een land op de R&D-intensiteit van bedrijven is nauw gerelateerd aan de invoerquote als interactieterm bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Bij de invoerquote zal net als bij de bredere variabele voor de openheid van de economie worden uitgegaan van volumebedragen. In volumebedragen uitgedrukt geeft de variabele beter het gewicht van invoer in de economie van een land weer als transmissiekanal voor spillovers van kennis uit het buitenland. Hier is op vergelijkbare wijze als bij de bredere openheidsvariabele relevant dat de prijsontwikkeling van internationaal verhandelde producten minder sterk is geweest dan de prijsontwikkeling van het bruto binnenlands product en dat prijsfluctuaties op internationale markten doorwerken in de nominale omvang van de internationale handel.

Bijlage B6.3 Coïntegratiebenadering: langetermijnrelaties en dynamische specificaties (bijlage bij paragraaf 6.6)

In deze bijlage wordt de coïntegratiebenadering besproken die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 wordt gehanteerd. Die benadering kan toegepast worden bij empirische analyses met variabelen in niveaus die een niet-(trend) stationair verloop hebben. In paragraaf B6.3.1 van deze bijlage wordt eerst op dat aspect ingegaan. Vervolgens komt in paragraaf B6.3.2 de toegepaste coïntegratiemethode aan bod.

B6.3.1 Stochastische en deterministische trends

De te verklaren variabelen en veel verklarende variabelen die in de empirische analyses in de hoofdstukken 7 en 8 worden gebruikt, vertonen trendmatige ontwikkelingen. Bij de empirische schattingen wordt onderzocht in hoeverre de trendmatig verlopende ontwikkelingen van de te verklaren variabelen kan worden verklaard uit de vaak eveneens trendmatig verlopende ontwikkelingen van de verklarende variabelen. Dit gebeurt aan de hand van logaritmische (grotendeels loglineaire) specificaties. Het is hierbij van belang welke eigenschappen de verschillende variabelen hebben, met name de te verklaren variabelen. Aan de hand van ('augmented') Dickey-Fuller-toetsen kan worden nagegaan of de variabelen (trend)stationair zijn of gekenmerkt worden door een stochastische trend (ofwel een eenheidswortel). Indien sprake is van stochastische trends, bestaat er het gevaar van oneigenlijke trendcorrelatie bij regressies met niveauvariabelen. Er dient dan getoetst te worden op coïntegratie, zoals in paragraaf B6.3.2 wordt toegelicht.

Tabel B6.4 geeft de resultaten van 'augmented' Dickey-Fuller-toetsen (ADF-toetsen) op de

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Tabel B6.4 Augmented Dickey-Fuller (ADF) toetsen, toegepast op de te verklaren variabelen van de twee te schatten vergelijkingen*

	Delta van de variabele waarop de ADF-toets wordt toegepast (= te verklaren variabele in de ADF-specificatie)	
	$\Delta \ln(AP_{ind})$	$\Delta \ln(RDBE/BBP)$
Constate (voor Nederland)**	0,07 (7,21)	-0,19 (-3,05)
Niveau van de variabele waarop de ADF-toets wordt toegepast, één jaar vertraagd	-0,07 (-6,51)	-0,04 (-3,09)
Trendvariabele (... , 2004 = -1, 2005 = 0, 2006 = 1)	0,001 (4,47)	0,001 (3,56)
Delta van de variabele waarop de ADF-toets wordt toegepast, één jaar vertraagd	0,13 (1,98)	0,37 (7,02)
Landendummy's opgenomen?	Ja	Ja
R ²	0,247	0,223
Gecorrigeerde R ²	0,224	0,199
Durbin-Watson (D.W.)	2,01	2,02
Schattingsperiode	1971-2006	
Aantal landen	20	
⇒ Aantal waarnemingen	720 (= 20 × 36)	

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit (White-standaardfouten).

** De constante is van toepassing op Nederland, omdat voor de andere landen landendummy's zijn opgenomen. De gevonden coëfficiënten voor de landendummy's (hier niet gepresenteerd) geven de constante voor de andere landen weer in afwijking van de constante voor Nederland.

Symbolenlijst bij tabel B6.4	
AP_{ind}	= arbeidsproductiviteit per gewerkt uur; totale economie (index, 1969 = 1)
BBP	= volume van bruto binnenlands product (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
$RDBE$	= volume van binnenlandse R&D-uitgaven van bedrijven (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)

twee te verklaren variabelen van de te schatten vergelijkingen.²⁰¹ Dat betreft de natuurlijke logaritmen van achtereenvolgens de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur (uitgedrukt als index ten opzichte van 1969) en het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product. De daaronder geplaatste symbolenlijst geeft de betekenis van de variabelen in de tabel weer. De ADF-toetsen geven aan dat de arbeidsproductiviteitsvariabele en de R&D-variabele stochastische trends hebben en dus niet (trend)sta-

²⁰¹ Het woord 'augmented' heeft betrekking op de toevoeging van de vertraagde delta('s) aan de rechterkant van de te schatten ADF-specificatie, die dient om autocorrelatie in de residuen van de specificatie tegen te gaan. De (augmented) Dickey-Fuller-toets verwijst naar werk van Dickey en Fuller (1979, 1981).

tionair zijn. Trendstationariteit houdt in dat de variabele stationair is nadat deze is gecorrigeerd voor een deterministische trend. De correctie voor de deterministische trend vindt plaats aan de hand van een (lineaire) trendvariabele (die bij alle twee de ADF-toetsen in de schatting is meegenomen) en de constante termen voor de verschillende landen (de algemene constante, die betrekking heeft op Nederland, in combinatie met de effecten van de landendummy's). De constante termen spelen hierbij een rol, omdat de te verklaren variabele in de ADF-specificatie de mutatie is van de variabele waarop de ADF-toets wordt toegepast.

Het al dan niet (trend)stationair zijn van variabelen wordt bij de ADF-toets beoordeeld op basis van de t -waarde van de coëfficiënt die gevonden wordt voor het één jaar vertraagde niveau van de variabele waarop de ADF-toets wordt toegepast. Als deze coëfficiënt 0 is, geldt dat het één jaar vertraagde niveau van de variabele geen invloed uitoefent op de mutatie (Δ) van de variabele in het lopende jaar. Een stochastische toe- of afname van de variabele in een bepaald jaar wordt dan niet gecompenseerd door een tegengesteld effect in de volgende periode, zodat sprake is van een eenheidswortel in de ontwikkeling van de variabele (een 'random walk'). Als de coëfficiënt van de vertraagde niveauvariabele voldoende sterk negatief is, kan geconcludeerd worden dat een toe- of afname van de variabele (ten opzichte van de deterministische trend) in latere jaren wordt gecompenseerd door een tegengestelde ontwikkeling, zodat de variabele (trend)stationair is.²⁰²

In navolging van bijvoorbeeld Coe en Helpman (1995) en Frantzen (1998) is een onderzoek van Levin en Lin (1992) gebruikt voor de beoordeling van de in tabel B6.4 getoonde resultaten voor de t -waarde van het één jaar vertraagde niveau van de variabele waarop de ADF-toets wordt toegepast. In dat onderzoek zijn kritische waarden voor deze t -waarde berekend, waarmee de (trend)stationariteit van reeksen kan worden beoordeeld in geval van paneldata.²⁰³ Een feitelijke t -waarde die lager (in absolute zin hoger) is dan de kritische waarde duidt op een verwerping van een eenheidswortel in de ontwikkeling van de variabele. Bij de schattingen in tabel B6.4 (schattingen voor 20 landen en 36 jaren, met opname van landendummy's) kan worden uitgegaan van een kritische waarde voor de t -waarde van $-7,06$ (uitgaande van significantie op 5%-niveau).²⁰⁴ Voor zowel de arbeidsproductiviteitsvariabele als de R&D-variabele (met t -waarden voor de één jaar vertraagde niveauvariabelen van respectievelijk $-6,51$ en $-3,09$) kan niet worden verworpen dat sprake is van stochastische trends. Voor deze variabelen wordt daarom uitgegaan van een niet-(trend)stationair verloop.

²⁰² Voor een verdere toelichting op dit terrein kunnen bijvoorbeeld geraadpleegd worden: Verbeek (2004, blz. 266-279 en 368-372), Wooldridge (2003, blz. 607-613) en Seddighi, Lawler en Katos (2000, blz. 251-281).

²⁰³ Er is een grote hoeveelheid andere literatuur beschikbaar over het testen van tijdreeksen op stationariteit binnen panelanalyses. Er wordt hier uitgegaan van het onderzoek van Levin en Lin (1992), omdat dit onderzoek een prominente rol speelt in de literatuur en tevens gemakkelijk concreet te gebruiken is (zonder complexe of bewerkelijke aanvullende berekeningen).

²⁰⁴ Dit is de kritische waarde die van toepassing zou zijn bij een Dickey-Fuller-toets zonder trendvariabele. Er wordt in het rapport van Levin en Lin (1992) geen kritische waarde gegeven voor het vergelijkbare geval waarin naast landendummy's een trendvariabele wordt opgenomen. Andere cijfers in het rapport geven aan dat dit weinig verschil zou maken. De kritische waarde zou licht lager (in absolute zin licht hoger) zijn, zo blijkt uit het effect dat het opnemen van een trendvariabele heeft op de kritische waarde voor een toets zonder landendummy's.

B6.3.2 Coïntegratiebenadering voor de arbeidsproductiviteitsvergelijking en de R&D-vergelijking

De schattingen van de vergelijkingen voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven vinden plaats op basis van een coïntegratiebenadering volgens de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Coïntegratie houdt in dat de te verklaren variabele en (een deel van) de verklarende variabele(n) niet-(trend)stationair zijn, maar dat er een langetermijnevenwichtsrelatie bestaat tussen de te verklaren variabele en de verklarende variabele(n) waarbij de residuen wel stationair zijn. In dat geval kan een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus worden geschat zonder dat er het gevaar bestaat dat het schattingsresultaat vertekend wordt door oneigenlijke trendcorrelatie ('spurious regression'; Granger en Newbold, 1974).²⁰⁵

Het schatten van de langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus is de eerste stap binnen de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Vervolgens wordt als tweede stap een dynamische specificatie geschat, die de kortetermijndynamiek in beeld brengt. Daarbij wordt de aanpassing van de feitelijke waarde van de te verklaren variabele aan het langetermijnevenwichtsniveau onderzocht aan de hand van een foutencorrectiemechanisme, waarmee tegelijkertijd een toets op coïntegratie plaatsvindt. Daarnaast worden in de dynamische specificatie kortetermijninvloeden van de verklarende variabelen geschat door de invloed van mutaties van de verklarende variabelen op de mutatie van de te verklaren variabele te onderzoeken. In bijlage B5.2 bij hoofdstuk 5 (paragraaf 5.4) is deze methodiek al toegepast en globaal toegeëlicht bij empirische schattingen ter verklaring van de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per gewerkt uur aan de hand van onder andere de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur.²⁰⁶

Bij zowel de arbeidsproductiviteitsvergelijking als de vergelijking voor de R&D-uitgaven van bedrijven kan worden uitgegaan van coïntegratie, zoals blijkt uit de coïntegratietoetsen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 worden uitgevoerd binnen de dynamische specificaties. Dit betekent dat de coïntegratiebenadering hier kan worden toegepast, waarbij de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987) een mogelijkheid is. Een andere mogelijkheid is het direct schatten van de langetermijnevenwichtsrelatie binnen het foutencorrectiemechanisme van de dynamische specificatie. Deze methode wordt in de literatuur ook vrij veel toegepast, maar gebleken is dat deze benadering in dit onderzoek minder goed bruikbaar is. De schattingsresultaten voor de langetermijnevenwichtsrelaties zijn duidelijk beter (zowel statistisch als qua economische plausibiliteit) als deze relaties apart worden geschat conform de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Een verklaring hiervoor kan zijn dat de langetermijnevenwichtsrelatie bij de tweestapsmethode van Engle en Granger op rechtstreekse wijze wordt geschat, terwijl bij de directe schatting binnen het foutencorrectiemechanisme in feite sprake is van een indirecte benadering, op basis van de aanpassing van de feitelijke waarde van de te verklaren variabele aan de langetermijnevenwichtswaarde.

²⁰⁵ Zie voor een verdere bespreking van het onderwerp coïntegratie bijvoorbeeld Seddighi, Lawler en Katos (2000, blz. 281-298), Verbeek (blz. 313-339) en Wooldridge (2003, blz. 613-622).

²⁰⁶ Daar is ook aangegeven dat een toets op coïntegratie bij panelanalyses niet eenvoudig kan worden uitgevoerd met een ('augmented') Dickey-Fuller-toets op de residuen van de vergelijking in niveaus, zoals eerder in paragraaf 3.5.6 is gedaan bij schattingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling op het wereldwijde niveau op basis van (semi-)endogene groei modellen.

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

Bij het schatten van de dynamische specificaties is verder gebleken dat voor de kortetermijninvloeden van mutaties van de verklarende variabelen op de mutaties van de te verklaren variabelen (arbeidsproductiviteit dan wel R&D-intensiteit van bedrijven) weinig bruikbare resultaten worden verkregen als hierbij mutaties worden opgenomen van de afzonderlijke verklarende variabelen. Dat zou het gevolg kunnen zijn van de grote hoeveelheid verklarende variabelen die in de vergelijking is opgenomen, waarbij het moeilijk is om de afzonderlijke kortetermijninvloeden goed van elkaar te onderscheiden. Aangezien er theoretisch gezien geen reden is om aan te nemen dat de kortetermijneffecten in verhouding tot de bijdragen aan de langetermijnevenwichtswaarden sterk verschillen bij de afzonderlijke verklarende variabelen, wordt hier voor een alternatieve methode gekozen om de kortetermijninvloeden in beeld te brengen.²⁰⁷ De kortetermijninvloeden worden niet geschat voor de verschillende variabelen afzonderlijk, maar in plaats daarvan worden de verklarende variabelen samengevoegd door deze te representeren door de langetermijninvloed die van de variabelen verwacht mag worden op grond van de langetermijnevenwichtsrelatie in niveau.²⁰⁸ Een uitzondering wordt gemaakt voor de conjunctuurvariabelen, omdat verwacht mag worden dat de conjunctuur direct (onvertraagd) doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-intensiteit van bedrijven. Concreet betekent de gevolgde methode dat de kortetermijn doorwerking wordt onderzocht van de mutatie van de langetermijnevenwichtswaarde in de mutatie van de feitelijke waarde van de te verklaren variabele.²⁰⁹ Dat levert goed interpreteerbare resultaten op. De langs deze weg te schatten dynamische specificaties, die zich richten op de verklaring van mutaties van de te verklaren variabelen, worden vervolgens omgezet naar niveauspecificaties. Op die wijze worden dynamische niveauspecificaties verkregen, waarin zowel de langetermijnevenwichtswaarden als dynamische aanpassingsprocessen naar de langetermijnevenwichtswaarden zijn verwerkt.

Hoewel bij de te schatten niveauvergelijkingen voor de arbeidsproductiviteit en de R&D-uitgaven van bedrijven sprake lijkt te zijn van cointegratie (zoals aangegeven door de cointegratietoets in de dynamische specificatie), is de Durbin-Watson-coëfficiënt in beide niveauvergelijkingen laag. Die bedraagt (twee keer) 0,27 bij de vergelijkingen waar uiteindelijk de voorkeur naar uitgaat op grond van de empirische resultaten. Dit duidt op sterke (positieve) autocorrelatie in de residuen in deze langetermijnevenwichtsrelaties. Dit geeft aan dat de aanpas-

²⁰⁷ Uitgaande van onderzoek van McGuckin en Van Ark (2005), besproken in paragraaf 6.2.3, zou een uitzondering kunnen gelden bij de invloed van de arbeidsparticipatie op de arbeidsproductiviteit. Op korte termijn zou het effect bij die variabele groter kunnen zijn dan op langere termijn. Vooruitlopend op de uitkomsten van de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7, kan al vermeld worden dat binnen de langetermijnevenwichtsrelatie een vrij sterke negatieve elasticiteit wordt gevonden voor het effect van de arbeidsparticipatie. Dat wijkt af van de bevinding in het onderzoek van McGuckin en Van Ark (2005) dat het effect op lange termijn naar nul zou tenderen.

²⁰⁸ Bij de verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven wordt in de langetermijnevenwichtsrelatie rekening gehouden met een gestaffelde doorwerking van de B-index (als indicator voor fiscale R&D-faciliteiten) en de relatieve prijs van R&D. Hierdoor werken die verklarende variabelen met extra vertraging door in de R&D-intensiteit van bedrijven. Dat vertaalt zich in beperktere kortetermijneffecten van mutaties van deze verklarende variabelen in verhouding tot de effecten die op langere termijn van toepassing zijn.

²⁰⁹ Zie voor een vergelijkbare benadering in een andere context (loonvorming en werkgelegenheid) Broer, Draper en Huizinga (2000) en Draper en Huizinga (2000).

Hoofdstuk 6 – Raamwerk voor de panelanalyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven

sing van de feitelijke waarden van de endogene variabelen aan de langetermijnevenwichtswaarden een vrij lange periode in beslag neemt, zoals ook blijkt uit de aanpassingsprocessen die de dynamische specificaties in beeld brengen. De autocorrelatie gaat niet direct ten koste van de zuiverheid van de geschatte coëfficiënten. Bij cointegratie is zelfs sprake van ‘super-consistente’ schattingen, wat inhoudt dat de geschatte waarden van de coëfficiënten veel sneller naar de werkelijke waarden convergeren dan bij stationaire reeksen het geval is (Stock, 1987). De autocorrelatie betekent echter wel dat de standaardfouten bij schattingen volgens de gebruikelijke Least Squares methode te laag worden ingeschat. Daarom worden de niveauevergelijkingen in de hoofdstukken 7 en 8 telkens geschat met een zogenoemde HAC-correctie op de standaardfouten. Met die techniek worden de standaardfouten gecorrigeerd voor autocorrelatie in de residuen en tevens voor heteroskedasticiteit (zie bijvoorbeeld Verbeek, 2004, blz. 110-111 en 355-357).²¹⁰

²¹⁰ HAC staat voor ‘heteroskedasticity and autocorrelation consistent’. De gecorrigeerde standaardfouten staan ook bekend als Newey-West standaardfouten, refererend aan Newey en West (1987).

7 Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

7.1 Inleiding

Dit hoofdstuk bespreekt de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het niveau van individuele landen. Dit betreft een panelanalyse voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006. De empirische schattingen zijn een kwantitatieve uitwerking van het raamwerk dat in hoofdstuk 6 en de bijbehorende bijlagen is geschetst op basis van theoretische en empirische inzichten uit de literatuur. Daar zijn ook concreet te hanteren variabelen, te gebruiken data en methodologische uitgangspunten aan de orde gekomen.

In paragraaf 7.2 wordt een te schatten basisvergelijking gepresenteerd voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Dat betreft een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus waarin een groot aantal variabelen en mechanismen is opgenomen. In paragraaf 7.3 wordt de basisvergelijking empirisch geschat. Daarbij wordt stapsgewijs toegewerkt naar een empirische voorkeursvergelijking. Dat is de vergelijking waar op grond van de empirische uitkomsten in combinatie met economisch-theoretische plausibiliteit de voorkeur aan kan worden gegeven. De empirische voorkeursvergelijking wordt per verklarende factor besproken in paragraaf 7.4. In bijlage B7 worden aanvullende schattingen gerapporteerd, waarbij de gevoeligheid van de uitkomsten wordt nagegaan voor variaties op de geschatte basisvergelijking.

In paragraaf 7.5 worden (voor verschillende jaren en voor de afzonderlijke landen) de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal berekend die uit de empirische voorkeursvergelijking volgen. Deze worden vergeleken met de elasticiteiten die uit het eerdere onderzoek van Coe en Helpman (1995) te berekenen zijn. Dat onderzoek heeft een toonaangevende rol gekregen in de literatuur, waarmee het een goed referentiepunt is om de eigen uitkomsten aan te spiegelen.

In paragraaf 7.6 wordt vervolgens de kortetermijndynamiek bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling onderzocht op basis van dynamische specificaties met een fouten-correctiemechanisme. De in paragraaf 7.3 geschatte empirische voorkeursvergelijking wordt gebruikt voor de benadering van de langetermijnevenwichtswaarden binnen de dynamische specificaties. Het hoofdstuk wordt in paragraaf 7.7 afgesloten met een samenvattend beeld van de verkregen empirische resultaten.

7.2 Te schatten langetermijnevenwichtsrelatie

Op te nemen verklarende factoren

De basis voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt gevormd door de volgende determinanten: de kapitaalarbeidsverhouding, de gemiddelde opleidingsduur (als indicator voor menselijk kapitaal per eenheid arbeid), binnenlands en buitenlands (publiek en privaat) R&D-kapitaal en 'catching-up'. Naast deze basisvariabelen wordt rekening gehouden met een groot aantal andere verklarende factoren. Zoals in hoofdstuk 6 is besproken, zijn dat de arbeidsparti-

cipatie, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon, de sectorstructuur, de voorraad hoogwaardige technologische kennis (gemeten aan de hand van toegekende Amerikaanse patenten), het aandeel van privaat gefinancierd publiek R&D-kapitaal in het totale publieke R&D-kapitaal (als maatstaf voor publiek-private interactie bij publieke R&D), de openheid van de economie, de ondernemersquote (gecorrigeerd voor de negatieve invloed hierop van het economisch ontwikkelingsniveau van een land), de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven (als indicator voor de winstgevendheid van bedrijven), de totale belasting- en premiedruk en de stand van de conjunctuur. Specifiek voor Noorwegen wordt de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie als verklarende variabele toegevoegd, om rekening te houden met de sterk toegenomen inkomsten uit oliewinning als onderdeel van de toegevoegde waarde in Noorwegen.

Basisvergelijking

In tabel 7.1 is weergegeven hoe de te onderzoeken verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zijn vormgegeven in een basisvergelijking voor de empirische schattingen. Deze verder als vergelijking (7.1) aan te duiden basisvergelijking is een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus waarin alle hierboven genoemde verklarende factoren zijn verwerkt. De betekenis van de symbolen wordt aangegeven in de symbolenlijst na de tabel. De notatie $\ln(\dots)$ bij de meeste variabelen geeft natuurlijke logaritmen weer, waarmee een loglineaire structuur van de vergelijking is vormgegeven.

De verklarende factoren zijn in tabel 7.1 op dezelfde wijze ingedeeld als in het overzicht dat gepresenteerd werd in tabel 6.1 in hoofdstuk 6. In tabel 6.1 is te zien op welke plaatsen in hoofdstuk 6 de afzonderlijke verklarende factoren theoretisch en vanuit een empirische invalshoek zijn besproken. Voor de invloeden van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal en het 'catching-up'-mechanisme wordt gewerkt met complexe termen, waarbij diverse interactietermen een rol spelen. In hoofdstuk 6 (inclusief bijlage B6.2) is uitgebreid aandacht geschonken aan de aspecten die daarbij zijn gemodelleerd. In tabel 7.1 geven de kwalitatieve beschrijvingen van de diverse termen een globaal beeld van de gehanteerde modelleringen. Met behulp van de symbolenlijst kan vervolgens de concrete technische vormgeving van de diverse termen worden nagegaan.

Zoals in bijlage B6.2 (paragraaf B6.2.1) bij hoofdstuk 6 is toegelicht, wordt bij de variabelen in de weergegeven vergelijking over het algemeen uitgegaan van waarden ten opzichte van 1969 als beginjaar van de gebruikte tijdreeksen. Alleen de interactietermen zijn uitgedrukt zonder vergelijking met 1969 als beginjaar. Bij de logaritmisch opgenomen variabelen geldt dat logaritmen zijn genomen over indexcijfers ten opzichte van 1969. In twee gevallen is de variabele semi-logaritmisch vormgegeven. Dat geldt voor de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven en de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen. Om de modellering van deze variabelen verder consistent te laten zijn met de logaritmisch vormgegeven variabelen, worden deze opgenomen als absolute afwijkingen ten opzichte van het beginjaar 1969.

Bij de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen is een semi-logaritmisch verband plausibeler dan een loglineair verband, omdat bij een semi-logaritmisch verband een effect van 0 wordt verondersteld indien de be-

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Basisvergelijking (7.1) voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

	Vormgeving in vergelijking (7.1)
Dependent variable: arbeidsproductiviteit	$\ln(AP_{ind})$
Constante: constante	$c(1)$
Factoren buiten TFP: arbeidsverhouding	$GKGB \times \ln(KL_{ind})$
gemiddelde opleidingsduur	$c(2) \times \ln(GO_{ind})$
participatie arbeid / gewerkte uren	$c(3) \times \ln(PAR_{ind})$
uren per werkzame persoon	$c(4) \times \ln(GUWP_{ind})$
Kapitaal: binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal afhankelijk van interactie-effect van binnenlands R&D-kapitaal in de hoeveelheid R&D-kapitaal	$c(5) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1))\}$ $+ c(7) \times (RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1))\}$
gemiddelde opleidingsduur bij opbouw van binnenlands kapitaal	$c(8) \times \{GO_RDKTOBI(-1) \times (c(5) + c(7) \times RDKTOBI_ADWE(-1)/100)\} \times$ $\{c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1))\}$
binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal afhankelijk van interactie-effect van binnenlands R&D-kapitaal in de hoeveelheid R&D-kapitaal	$c(9) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1))\}$ $+ c(10) \times (IQ(-1)/100) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1))\}$
gemiddelde opleidingsduur bij opbouw van binnenlands kapitaal afhankelijk van interactie-effect van binnenlands R&D-kapitaal in de hoeveelheid R&D-kapitaal	$c(11) \times \left\{ \frac{(RDKTOBI_I(-1)/100)}{(c(9) + c(10) \times IQ(-1)/100)} \right\} \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1))\}$

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

in tabel 7.1

De factoren, vervolg:	Vormgeving in vergelijking (7.1)
<p>qual, vervolg</p> <p>met interactie-effect van gemiddelde ingsduur (in binnenland)</p> <p>l van private financiering binnen op- d publiek R&D-kapitaal (indicator bliek-private interactie)</p>	$c(12) \times \left\{ \frac{(GO(-1)/100) \times}{(c(9) + c(10) \times IQ(-1)/100)} \right\} \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1))\}$ $c(13) \times \ln(RDKPUBI_PFAD_{ind}(-1))$
<p>p'</p> <p>leerde 'catching-up' vanaf 1970, nologische positie van een land n op basis van (gecorrigeerd) pro- eitsniveau</p>	$c(14) \times \left(\sum_{i=1970}^t \ln \left(\frac{APCORKL_i(-1)}{APCORKL_VS_i(-1)} \right) - c(2) \times \sum_{i=1970}^t \ln \left(\frac{GO_i(-1)}{GO_VS_i(-1)} \right) - c(3) \times \sum_{i=1970}^t \ln \left(\frac{PAR_i(-1)}{PAR_VS_i(-1)} \right) \right. \\ \left. - c(4) \times \sum_{i=1970}^t \ln \left(\frac{GUWP_i(-1)}{GUWP_VS_i(-1)} \right) - c(21) \times DUM_{NOO_i} \times \sum_{i=1970}^t \left(\frac{DW_ADTWTO_NOO_i}{1 - DW_ADTWTO_NOO_i} - \frac{DW_ADTWTO_VS_i}{1 - DW_ADTWTO_VS_i} \right) \right)$
<p>met interactie-effect van binnenlandse apitaalintensiteit</p>	$c(15) \times \left(\sum_{i=1970}^t \left(\frac{(RDKTOBI_I_i/100) \times}{\ln \left(\frac{APCORKL_i(-1)}{APCORKL_VS_i(-1)} \right)} \right) - c(2) \times \sum_{i=1970}^t \left(\frac{(RDKTOBI_I_i/100) \times}{\ln \left(\frac{GO_i(-1)}{GO_VS_i(-1)} \right)} \right) \right. \\ \left. - c(3) \times \sum_{i=1970}^t \left(\frac{(RDKTOBI_I_i/100) \times}{\ln \left(\frac{PAR_i(-1)}{PAR_VS_i(-1)} \right)} \right) - c(4) \times \sum_{i=1970}^t \left(\frac{(RDKTOBI_I_i/100) \times}{\ln \left(\frac{GUWP_i(-1)}{GUWP_VS_i(-1)} \right)} \right) \right. \\ \left. - c(21) \times DUM_{NOO_i} \times \sum_{i=1970}^t \left(\frac{(RDKTOBI_I_i/100) \times}{\left(\frac{DW_ADTWTO_NOO_i/100}{1 - DW_ADTWTO_NOO_i/100} - \frac{DW_ADTWTO_VS_i}{1 - DW_ADTWTO_VS_i} \right)} \right) \right)$

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Tabel 7.1

Explanatory factors, continuation:	Formulation in equation (7.1)
<p>‘catching-up’, continuation with interaction-effect of average growth rate</p> <p>‘catching-up’ since 1970, technological position of a country on basis of granted American patents</p> <p>with interaction-effect of domestic capital intensity</p> <p>with interaction-effect of average growth rate</p>	$c(16) \times \left(\sum_{i=1970}^t \left(GO_i(-1) \times \ln \left(\frac{APCORKL_i(-1)}{APCORKL_VS_i(-1)} \right) \right) - c(2) \times \sum_{i=1970}^t \left(GO_i(-1) \times \ln \left(\frac{GO_i(-1)}{GO_VS_i(-1)} \right) \right) \right. \\ \left. - c(3) \times \sum_{i=1970}^t \left(GO_i(-1) \times \ln \left(\frac{PAR_i(-1)}{PAR_VS_i(-1)} \right) \right) - c(4) \times \sum_{i=1970}^t \left(GO_i(-1) \times \ln \left(\frac{GUWP_i(-1)}{GUWP_VS_i(-1)} \right) \right) \right. \\ \left. - c(21) \times DUM_{NOO} \times \sum_{i=1970}^t \left(\frac{GO_i(-1) \times \left(\frac{DW_ADTWTO_NOO_i}{1 - DW_ADTWTO_NOO_i} - \frac{DW_ADTWTO_VS_i}{1 - DW_ADTWTO_VS_i} \right)}{100} \right) \right)$ $c(17) \times \sum_{i=1970}^t \ln \left(\frac{TKVUSPAT_i(-1) / BB_i(-1)}{TKVUSPAT_VS_i(-1) / BB_VS_i(-1)} \right)$ $c(18) \times \sum_{i=1970}^t \left((RDKTOBI_I_i(-1) / 100) \times \ln \left(\frac{TKVUSPAT_i(-1) / BB_i(-1)}{TKVUSPAT_VS_i(-1) / BB_VS_i(-1)} \right) \right)$ $c(19) \times \sum_{i=1970}^t \left(GO_i(-1) \times \ln \left(\frac{TKVUSPAT_i(-1) / BB_i(-1)}{TKVUSPAT_VS_i(-1) / BB_VS_i(-1)} \right) \right)$
<p>medium and technological growth rate of a country</p> <p>of (medium) high-tech sectors in the value of total economy, in relation to domestic R&D-capital intensity</p>	$c(20) \times \ln \left(\frac{HT_ADTWTO_{ind}(-1)}{RDKTOBI_I_{ind}(-1)} \right)$

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

in tabel 7.1

De factoren, vervolg:	Vormgeving in vergelijking (7.1)
<p>Technologische vooruitgang en technologisch kennisniveau van een land, vervolg</p> <p>Effect voor Noorwegen: relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan toegevoegde waarde van totale economie</p>	$c(21) \times DUM_{NOO} \times \left(\frac{DW_ADTWTWO_NOO/100}{1 - DW_ADTWTWO_NOO/100} - \frac{DW_ADTWTWO_NOO_{1969}/100}{1 - DW_ADTWTWO_NOO_{1969}/100} \right)$
<p>Verouderde kennisvoorraad (in verhouding tot binnenlands R&D-kapitaal)</p>	$c(22) \times \ln \left(\frac{TKVUSPAT_{ind}(-1)}{RDKTOBI_{ind}(-1)} \right)$
<p>Maatregelen van de economie</p>	$c(23) \times \ln(OH_{COR_{ind}})$
<p>Openingsquote, ten opzichte van 'evenwichtige waarde'</p>	$c(24) \times \ln \left(\frac{OQ_{ind}}{OQEV_{ind}} \right)$
<p>Kapitaalinkomensquote bedrijven (indicator voor winstgevendheid van bedrijven)</p>	$c(25) \times \{ (KIQ - WBQ) / 100 - (KIQ_{1969} - WBQ_{1969}) / 100 \}$
<p>Winst- en premiedruk</p>	$c(26) \times \ln(BPD_{ind})$
<p>Effect van de conjunctuur</p>	$c(27) \times \left\{ c(28) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + (1 - c(28)) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \right\}$
<p>Dummy voor West-Duitsland</p> <p>Dummy's (voor landen buiten West-Duitsland)</p>	$c(29) \times DUM_{WDUI}$ $c(30) \times DUM_{AUS} + \dots + c(48) \times DUM_{ZWI}$

Symbolenlijst bij vergelijking (7.1)	
AP_{ind}	= arbeidsproductiviteit per gewerkt uur; totale economie (gedefinieerd als volume van bruto binnenlands product per gewerkt uur); index, 1969 = 1
$APCORKL$	= arbeidsproductiviteitsniveau totale economie, gecorrigeerd voor de invloed van de kapitaalarbeidsverhouding volgens de groeiboekhoudingsbenadering, één jaar vertraagd (US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten voor het bruto binnenlands product)
$APCORKL_{VS}$	= waarde van variabele $APCORKL$ in de Verenigde Staten
BB	= omvang van beroepsbevolking (aantal personen)
BB_{VS}	= waarde van variabele BB in de Verenigde Staten
BPD_{ind}	= totale belasting- en premiedruk, gedefinieerd als totale belasting- en premieopbrengsten in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product; index, 1969 = 1
$DUM_{AUS} \dots DUM_{ZWI}$	= landendummy's voor alle 20 landen (in alfabetische volgorde: Australië ... Zwitserland) behalve Nederland
DUM_{NOO}	= dummy voor Noorwegen (1 voor Noorwegen, 0 voor de andere landen); is onderdeel van de landendummy's $DUM_{AUS} \dots DUM_{ZWI}$, maar wordt daarnaast ook afzonderlijk gebruikt in relatie tot het effect van inkomsten uit oliewinning op de arbeidsproductiviteit in Noorwegen (via DW_ADTWTO_NOO)
DUM_{WDUI}	= dummy voor West-Duitsland, in verband met de hereniging van Duitsland in oktober 1990 (1 voor Duitsland in de jaren tot en met 1990, 0 voor Duitsland in jaren vanaf 1991)
DW_ADTWTO_NOO	aandeel van delfstoffenwinning in bruto toegevoegde waarde van totale economie in Noorwegen (uitgaande van volumes, in prijzen van 2005, berekend volgens de Törnqvistmethodiek) als indicator voor de bijdrage van inkomsten uit oliewinning aan de arbeidsproductiviteit in Noorwegen; %
$DW_ADTWTO_NOO_{1969}$	= waarde van variabele DW_ADTWTO_NOO in het referentiejaar 1969
DW_ADTWTO_VS	aandeel van delfstoffenwinning in bruto toegevoegde waarde van totale economie in de Verenigde Staten (uitgaande van volumes, in prijzen van 2005, berekend volgens de Törnqvistmethodiek) als indicator voor de bijdrage van inkomsten uit oliewinning aan de arbeidsproductiviteit in de Verenigde Staten; %
$DW_ADTWTO_VS_{1969}$	= waarde van variabele DW_ADTWTO_VS in het referentiejaar 1969
$GKGB$	= gewicht van kapitaal volgens de groeiboekhoudingsbenadering, betrekking hebbend op het aandeel van brutokapitaalinkomen in het bruto binnenlands product; hierbij zijn Törnqvistgewichten die van jaar op jaar te berekenen zijn voor de bijdrage van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding aan de groei van de arbeidsproductiviteit, vertaald naar een gewicht dat in jaar t van toepassing is binnen een niveauvergelijking voor de arbeidsproductiviteit met 1969 als basisjaar voor de indexcijfers (zoals beschreven in paragraaf 6.2.1)*
GO	= gemiddelde opleidingsduur van bevolking in leeftijd van 25-64 jaar (in jaren)
GO_{ind}	= variabele GO uitgedrukt als index, 1969 = 1
$GO_RDKTOBI$	= gemiddelde opleidingsduur van bevolking in leeftijd van 25-64 jaar zoals die gemiddeld genomen heeft gegolden bij de opbouw van het binnenlandse R&D-kapitaal (in jaren)
GO_{VS}	= waarde van variabele GO in de Verenigde Staten
$GUWP$	= gemiddeld aantal gewerkte uren per werkzame persoon
$GUWP_{ind}$	= variabele $GUWP$ uitgedrukt als index, 1969 = 1

Vervolg van symbolenlijst bij vergelijking (7.1)

<i>GUWP_VS</i>	= waarde van variabele <i>GUWP</i> in de Verenigde Staten
<i>HT_ADTWTO_{ind}</i>	= aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de bruto toegevoegde waarde van de totale economie (uitgaande van nominale bedragen); index, 1969 = 1
<i>i</i>	= jaaraanduiding bij somming over jaren; wordt gebruikt bij gecumuleerde ‘catching-up’ over de jaren 1970 tot en met het lopende jaar; via <i>i</i> wordt aangegeven over welke jaren gesommeerd wordt
<i>ind</i>	= subscript dat aangeeft dat sprake is van een indexcijfer met 1969 als basisjaar (1969 = 1); wordt zelfstandig gebruikt bij conjunctuurterm met <i>WV</i> en <i>WV_{trend}</i> als basisvariabelen
<i>IQ</i>	= invoerquote, uitgedrukt als volume van invoer in verhouding tot volume van bruto binnenlands product (uitgaande van prijzen in 2005); %
<i>KIQ</i>	= nettokapitaalinkomensquote bedrijven, gedefinieerd als nettokapitaal-inkomen in verhouding tot netto toegevoegde waarde van bedrijven tegen factorkosten; %*
<i>KIQ₁₉₆₉</i>	= variabele <i>KIQ</i> in het referentiejaar 1969
<i>KL_{ind}</i>	= kapitaalarbeidsverhouding bedrijven, gedefinieerd als kapitaalgoederenvoorraad in verhouding tot inzet van arbeid in gewerkte uren; index, 1969 = 1
<i>OH_{COR,ind}</i>	= openheid van de economie, gemeten op basis van volumes van export en import in verhouding tot de omvang van de economie en met behulp van een regressievergelijking gecorrigeerd voor de relatieve omvang van de economie (omvang van de binnenlandse economie in verhouding tot de omvang van de economie in 19 andere OECD-landen; zie paragraaf B6.2.6 in bijlage B6.2); index, 1969 = 1
<i>OQ_{ind}</i>	= ondernemersquote, gedefinieerd als het aantal ondernemers (exclusief ondernemers in de landbouwsector) in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking, index, 1969 = 1**
<i>OQEV_{ind}</i>	= ‘evenwichtswaarde’ van de ondernemersquote, die in een negatieve relatie staat tot het economisch ontwikkelingsniveau van een land (volume van bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking), conform het onderzoek van Carree e.a. (2007); index, 1969 = 1
<i>PAR</i>	= arbeidsparticipatie, gedefinieerd als werkzame personen in verhouding tot omvang van de bevolking; %
<i>PAR_{ind}</i>	= variabele <i>PAR</i> uitgedrukt als index, 1969 = 1
<i>PAR_VS</i>	= waarde van variabele <i>PAR</i> in de Verenigde Staten
<i>RDKBEBI_{ind}</i>	= volume van binnenlands R&D-kapitaal bedrijven; index, 1969 = 1
<i>RDKBEBU_{ind}</i>	= volume van buitenlands R&D-kapitaal bedrijven; index, 1969 = 1
<i>RDKPUBI_{ind}</i>	= volume van binnenlands publiek R&D-kapitaal; index, 1969 = 1
<i>RDKPUBI_PFAD_{ind}</i>	= aandeel van private financiering binnen opgebouwd binnenlands publiek R&D-kapitaal; index, 1969 = 1
<i>RDKPUBU_{ind}</i>	= volume van buitenlands publiek R&D-kapitaal; index, 1969 = 1
<i>RDKTOBI_{ind}</i>	= volume van het totale binnenlandse R&D-kapitaal (van bedrijven, hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen); index, 1969 = 1
<i>RDKTOBI_ADWE</i>	= indicator voor het aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in het totale R&D-kapitaal van de wereld; gedefinieerd als het volume van het binnenlandse R&D-kapitaal in verhouding tot het volume van het R&D-kapitaal in het totaal van de 20 OECD-landen die zijn opgenomen in dit onderzoek; %
<i>RDKTOBI_I</i>	= binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit, gedefinieerd als het volume van het totale binnenlandse R&D-kapitaal (van bedrijven, hogeronder-

Vervolg van symbolenlijst bij vergelijking (7.1)

	wijnsinstellingen en researchinstellingen) in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product; %
$RDKTOBI_{I_{ind}}$	= variabele $RDKTOBI_I$ uitgedrukt als index, 1969 = 1
t	= aanduiding voor het lopende jaar; wordt gebruikt bij gecumuleerde 'catching-up' over de jaren 1970 tot en met het lopende jaar
$TKVUSPAT$	= indicator voor hoogwaardige technologische kennisvoorraad, gemeten op basis van de toegekende Amerikaanse patenten (aantal toegekende Amerikaanse patenten t/m jaar $t+3$; gecorrigeerd voor afschrijvingen in verband met veroudering van kennis)
$TKVUSPAT_{ind}$	= variabele $TKVUSPAT$ uitgedrukt als index, 1969 = 1
$TKVUSPAT_{VS}$	= waarde van variabele $TKVUSPAT$ in de Verenigde Staten
WBQ	= winstbelastingquote, gedefinieerd als winstbelasting in verhouding tot netto toegevoegde waarde van bedrijven tegen factorkosten; %
WBQ_{1969}	= waarde van variabele WB in het referentiejaar 1969
WV	= werkloosheidsvoet, gedefinieerd als werkloosheid in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking (variabele binnen de conjunctuurterm); %
WV_{trend}	= trendmatige waarde van variabele WV , berekend met een Hodrick-Prescott-filter (variabele binnen de conjunctuurterm)

* De aandelen van brutokapitaalinkomen in het bruto binnenlands product die ten grondslag liggen aan de betreffende Törnqvistgewichten, zijn in het geval van Noorwegen gecorrigeerd voor de sector delfstoffenwinning. Op die wijze wordt gecontroleerd voor de sterke toename van de inkomsten uit oliewinning in Noorwegen, die een sterke positieve doorwerking heeft gehad in het brutokapitaalinkomen in verhouding tot het bruto binnenlands product in Noorwegen.

** Bij Italië is de ondernemersquote gecorrigeerd voor een positief landenspecifiek effect, gevonden in het onderzoek van Carree e.a. (2007). Het aantal ondernemers blijkt in Italië sterk hoger te liggen dan overeenkomt met het welvaartsniveau in Italië, wat toegeschreven kan worden aan de vele zelfstandig ('autonoom') werkende personen in Noord-Italië (Belussi, 1998).

treffende verklarende variabele een waarde van 0 heeft. Bij een loglineaire vormgeving zou gemodelleerd worden dat bij een waarde van 0 van die variabele de arbeidsproductiviteit naar 0 zou gaan in Noorwegen.²¹¹ Concreet wordt een variabele gehanteerd die het aandeel van de delfstoffenwinning in het volume van de toegevoegde waarde van de totale economie uitdrukt in verhouding tot het aandeel daarin van de rest van de economie. Daarmee geeft de coëfficiënt van die variabele bij benadering het procentuele effect op de (gemiddelde) arbeidsproductiviteit in de totale economie van Noorwegen weer van een 1%-punt hogere omvang van de toegevoegde waarde in de delfstoffenwinning ten opzichte van de toegevoegde waarde in de rest van de economie. Vooraf kan hier een coëfficiënt worden verwacht in de buurt van 1. Aangezien extra toegevoegde waarde in de delfstoffenwinning gepaard gaat met extra inzet van arbeid in die sector (onderdeel van de hoeveelheid ingezette arbeid in de totale economie), is een coëfficiënt beneden de 1 plausibel.

De nettokapitaalinkomensquote heeft bij enkele waarnemingen een negatieve waarde, waar-

²¹¹ Bij een loglineaire vormgeving geldt achterliggend een multiplicatieve niet-logaritmische relatie met coëfficiënten (elasticiteiten) in de macht geplaatst. Bij een positieve coëfficiënt zou binnen die multiplicatieve relatie gelden dat de te verklaren variabele de waarde 0 krijgt als de verklarende variabele de waarde 0 heeft. In het geval van een negatieve coëfficiënt zou bij een waarde van 0 van de verklarende variabele de te verklaren variabele een oneindige waarde krijgen.

mee het niet mogelijk is om die variabele loglineair op te nemen. Theoretisch gezien is een semi-logaritmische opname van de nettokapitaalinkomensquote ook goed interpreteerbaar, aangezien daarmee wordt gemodelleerd dat een waarde van 0 van de nettokapitaalinkomensquote een effect van 0 heeft op de arbeidsproductiviteit. Bij een loglineaire vormgeving zou een waarde van 0 van de nettokapitaalinkomensquote inhouden dat de arbeidsproductiviteit naar 0 gaat (in geval van een positieve coëfficiënt) dan wel oneindig groot wordt (in geval van een negatieve coëfficiënt).²¹²

Toelichting op onderdelen van de basisvergelijking

Hieronder worden enkele onderdelen van de te schatten basisvergelijking (7.1) puntsgewijs toegelicht. Dat betreft aspecten van technische aard die nog niet concreet zijn behandeld in hoofdstuk 6 en de bijbehorende bijlage B6.2. Hieraan voorafgaand worden eerst enkele aspecten rond de kapitaalarbeidsverhouding nog eens vermeld. Het is van belang om die in gedachten te nemen bij de bespreking van de schattingsresultaten in de volgende paragraaf.

Gememoreerd wordt dat de invloed van de kapitaalarbeidsverhouding niet empirisch wordt geschat, maar *a priori* wordt opgelegd vanuit de groeiboekhoudingsbenadering. De groeiboekhoudingsgewichten die van jaar op jaar volgen voor het effect van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding op de arbeidsproductiviteitsgroei (berekend als aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde, vormgegeven volgens de Törnqvistmethodiek) zijn daarbij omgezet naar gewichten die van jaar op jaar van toepassing zijn binnen een vergelijking ter verklaring van de ontwikkeling van het niveau van de arbeidsproductiviteit, zoals in paragraaf 6.2.1 is besproken. Laatstgenoemde gewichten zijn in vergelijking (7.1) weergegeven met het symbool *GKGB*. Een tweede aspect dat aandacht verdient, is dat als maatstaf voor de inzet van kapitaal in de basisvergelijking wordt uitgegaan van de voorraad kapitaal, aangezien daarmee een sterkere verklaringskracht en plausibeler empirische resultaten worden verkregen dan met data voor kapitaaldiensten. Ook dat is in paragraaf 6.2.1 al aan de orde gekomen. Na de bespreking van de schattingsresultaten voor basisvergelijking (7.1) zal worden getoetst in hoeverre de opgelegde invloed van de kapitaalarbeidsverhouding ook empirisch wordt ondersteund. Bij de gevoeligheidsanalyses in bijlage B7 worden de resultaten gezien bij het gebruik van data voor kapitaaldiensten als kapitaalbegrip.

- *Gewichten voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven en van publiek R&D-kapitaal*

Omwille van de overzichtelijkheid wordt het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven en van publiek R&D-kapitaal onderzocht door het gewicht van beide te onderzoeken binnen de invloed van het totale R&D-kapitaal. Er worden gewichten bepaald die optellen tot 1,00. Voor R&D-kapitaal van bedrijven is het gewicht weergegeven door coëfficiënt $c(6)$, waarna voor publiek R&D-kapitaal (simultaan) een gewicht volgt van $(1-c(6))$. Voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal worden dezelfde gewichten opgelegd voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven en publiek R&D-kapitaal. Hoewel deze gewichten in werkelijkheid kunnen verschillen, worden ze hier aan elkaar gelijkgesteld. Empirisch is gezien in hoeverre afzonderlijke gewichten kunnen worden onderscheiden bij binnenlands en

²¹² Zie de vorige voetnoot voor een toelichting.

buitenlands R&D-kapitaal. Daarbij werd geen duidelijk beeld verkregen van de gewichten die van toepassing zijn bij buitenlands R&D-kapitaal. In paragraaf 7.5 wordt dit nader besproken. Een mogelijkheid is verder om binnen het publieke R&D-kapitaal een onderscheid te maken tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. Gebleken is echter dat daar geen extra verklaringskracht van uitgaat. Dat is reden geweest om van dit onderscheid af te zien in basisvergelijking (7.1). Bij de aanvullende schattingen in bijlage B7 wordt afzonderlijk ingegaan op de resultaten die verkregen worden als een onderscheid wordt gemaakt tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen.

- *Vertragingen / wederkerige relatie bij de kapitaalinkomensquote*

Bij de R&D-kapitaalvariabelen, de ‘catch-up’-variabelen, de sectorstructuurvariabele en de variabele voor de hoogwaardige kennisvoorraad is uitgegaan van een vertraging van één jaar (weergegeven door de toevoeging (-1) achter de variabelen, behalve bij de ‘catch-up’-variabelen, waar de vertraging al direct in is verwerkt). Bij de andere variabelen is geen vertraging opgenomen. Wel is bij de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven de één jaar vertraagde waarde van de variabele als instrument opgenomen, om rekening te houden met een mogelijke wederkerige relatie tussen de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit en de ontwikkeling van de kapitaalinkomensquote. Een hogere arbeidsproductiviteit leidt bij een gegeven loonvoet tot een hogere kapitaalinkomensquote, aangezien de ontwikkeling van het arbeidsinkomen dan achterblijft bij de ontwikkeling van de bruto toegevoegde waarde. Dit kan met name op korte termijn van belang zijn, als de loonvoet zich met vertraging aanpast aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling of wanneer de loonvoet vooral reageert op de trendmatige (in plaats van de feitelijke) ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit.²¹³

- *Landendummy’s gecombineerd met een dummy voor West-Duitsland*

In paragraaf 6.6 is aangegeven dat bij de empirische schattingen wordt gewerkt met landendummy’s om te corrigeren voor verschillen in landenspecifieke eigenschappen (‘fixed effects’). De landendummy’s worden opgenomen naast een constante term die betrekking heeft op Nederland. Bij Duitsland is vanaf 1991 sprake van een herenigd Duitsland, terwijl in de jaren daaraan voorafgaand wordt uitgegaan van West-Duitsland. Om rekening te houden met deze overgang is naast een algemene landendummy voor Duitsland, betrekking hebbend op de volledige schattingsperiode, een extra dummy opgenomen voor West-Duitsland in de jaren voorafgaand aan 1991.

²¹³ Zoals besproken is in paragraaf 6.2.3, wordt verder rekening gehouden met een wederkerige relatie tussen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de ontwikkeling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Vanwege de sterke trendmatige daling die in veel landen heeft plaatsgevonden van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon, bestaat er een sterke samenhang tussen de één jaar vertraagde waarde en de onvertraagde waarde van deze variabele. Dit maakt de één jaar vertraagde waarde van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon minder geschikt om als instrument te dienen voor de onvertraagde waarde ervan. Vandaar dat in dit geval voor een andere benadering is gekozen, waarbij landenspecifieke trendvariabelen worden ingezet als instrumenten voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Die methode is al toegelicht in paragraaf 6.2.3.

7.3 Empirische schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie

In de tabellen 7.2a en 7.2b worden empirische schattingen van de basisvergelijking gepresenteerd. Daarbij zijn alle variabelen en mechanismen onderzocht die in vergelijking (7.1) zijn opgenomen. Er wordt stapsgewijs toegewerkt naar een empirische voorkeursvergelijking. Die empirische voorkeursvergelijking is te omschrijven als de vergelijking waar op empirische gronden, gecombineerd met overwegingen ten aanzien van economische plausibiliteit, de voorkeur aan kan worden gegeven.

Bepaling van de empirische voorkeursvergelijking

Om de empirische voorkeursvergelijking te bepalen, worden stapsgewijs variabelen of mechanismen buiten beschouwing gelaten waarvoor (theoretisch gezien) een coëfficiënt met een implausibel teken wordt gevonden of waarbij de gevonden coëfficiënt niet significant afwijkt van 0. Daarbij worden variabelen en mechanismen met een implausibel teken van de coëfficiënt als eerste buiten beschouwing gelaten, in volgorde van significantie van de gevonden coëfficiënt. Daarna volgt het buiten beschouwing laten van variabelen en mechanismen waarvoor coëfficiënten met een plausibel teken zijn gevonden, maar waarbij de gevonden effecten niet significant zijn.

Voor de toets op significantie van de coëfficiënten wordt uitgegaan van een significantieniveau van 5%. De kritische waarde voor de t -waarde is in dat geval $(+/-)1,65$ bij een eenzijdige toets (als vooraf vastligt dat een effect alleen positief dan wel negatief zou kunnen zijn) en $(+/-)1,97$ bij een tweezijdige toets (als zowel een positief als een negatief effect te aanvaarden is).²¹⁴ Bij de hiernavolgende empirische schattingen (alsmede de schattingen in hoofdstuk 8 ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven) is in bijna alle gevallen sprake van een eenzijdige toets, zodat over het algemeen een kritische waarde van $(+/-)1,65$ geldt voor de t -waarden. De kapitaalinkomensquote vormt hier een uitzondering, aangezien theoretisch gezien zowel een positief als een negatief effect van de kapitaalinkomensquote mogelijk is.

Schattingsvarianten op weg naar een empirische voorkeursvergelijking

Om het schattingsproces richting de empirische voorkeursvergelijking goed te kunnen verantwoorden, worden twaalf schattingsvarianten gepresenteerd, verdeeld over de tabellen 7.2a en 7.2b. In tabel 7.2a zijn de schattingsvarianten (1)-(6) opgenomen, waarna in tabel 7.2b de schattingsvarianten (7)-(12) volgen. Schattingsvariant (12) geeft de empirische voorkeursvergelijking weer. Vooraf kan worden opgemerkt dat tijdens het schattingsproces is gecontroleerd of niet op een andere empirische voorkeursvergelijking wordt uitgekomen wanneer variabelen en mechanismen in een andere volgorde buiten beschouwing worden gelaten dan hieronder wordt besproken. Dat bleek niet het geval te zijn. Wel geldt in de laatste fase van het schattingsproces dat een variabele met een significant effect en een plausibel teken van de coëfficiënt buiten beschouwing wordt gelaten ten behoeve van economisch plausibeler uitkomsten op andere plaatsen in de vergelijking. Dat leidt ertoe dat de uiteindelijke voorkeursvergelijking niet de vergelijking is waarmee de hoogste verklaringskracht wordt bereikt, maar dat

²¹⁴ Deze kritische waarden zijn van toepassing bij het aantal vrijheidsgraden (= aantal waarnemingen minus aantal te schatten coëfficiënten) bij de uitgevoerde empirische schattingen. Zie bijvoorbeeld Stockburger (1998) voor de kritische waarden voor de t -waarden die bij verschillende aantallen vrijheidsgraden horen.

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Tabel 7.2a Schattingsresultaten voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van vergelijking (7.1); schattingsvarianten (1)-(6)*

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c(1)	Constante (voor Nederland)	0,01 (1,07)	0,03 (2,18)	0,02 (1,69)	0,04 (2,60)	0,03 (2,09)	0,03 (1,65)
-	Kapitaalarbeidsverhouding; gewicht conform groeiboek-houdingsbenadering toegepast	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(2)	Gemiddelde opleidingsduur	0,03 (0,29)	0,08 (0,65)	-0,002 (-0,02)	0,20 (1,86)	0,30 (3,56)	0,27 (2,92)
c(3)	Arbeidsparticipatie	-0,37 (-4,53)	-0,35 (-3,62)	-0,31 (-3,19)	-0,42 (-5,30)	-0,46 (-5,73)	-0,44 (-5,40)
c(4)	Gewerkte uren per werkzame persoon**	-0,70 (-8,30)	-0,65 (-6,06)	-0,64 (-6,01)	-0,65 (-6,93)	-0,76 (-7,74)	-0,72 (-6,34)
c(5)	Binnenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,11 (2,03)	0,26 (3,36)	0,15 (4,42)	0,14 (4,27)	0,16 (4,72)	0,14 (4,08)
c(6)	Gewicht van R&D-kapitaal bedrijven	0,83 (6,13)	0,67 (4,59)	0,66 (4,08)	0,70 (4,47)	0,64 (4,52)	0,49 (3,54)
	⇒ Gewicht van publiek R&D-kapitaal (= 1- c(6))	0,17	0,33	0,34	0,30	0,36	0,51
c(7)	Interactie binnenlands R&D-kapitaal met aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in 'wereldwijd' R&D-kapitaal	0,19 (1,34)	0,58 (1,63)	0,29 (2,01)	0,29 (2,01)	0,57 (4,15)	0,58 (4,06)
c(8)	Versterkend effect van gemiddelde opleidingsduur bij effect van binnenlands R&D-kapitaal	0,05 (0,63)	-0,04 (-2,59)	-	-	-	-
c(9)	Buitenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,39 (3,02)	0,09 (2,41)	0,07 (1,85)	0,08 (2,07)	-0,002 (-0,06)	-0,01 (-0,21)
c(10)	Interactie buitenlands R&D-kapitaal met invoerquote	0,47 (2,24)	0,09 (1,95)	0,08 (2,05)	0,07 (1,50)	0,08 (1,62)	0,14 (2,44)
c(11)	Versterkend effect van binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit bij effect van buitenlands R&D-kapitaal	-1,80 (-2,70)	-	-	-	-	-
c(12)	Versterkend effect van gemiddelde opleidingsduur bij effect van buitenlands R&D-kapitaal	-0,05 (-4,50)	-	-	-	-	-
c(13)	Aandeel van private financiering binnen publiek R&D-kapitaal	-0,03 (-4,40)	-	-	-	-	-
c(14)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; zelfstandig	0,02 (1,20)	-0,01 (-0,76)	-0,01 (-0,42)	-0,04 (-2,33)	0,02 (2,02)	-
c(15)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,08 (0,96)	0,03 (0,35)	0,12 (1,69)	-0,07 (-1,12)	-0,10 (-1,63)	0,02 (0,41)
c(16)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; interactie met gemiddelde opleidingsduur	-0,004 (-1,81)	0,001 (0,57)	-0,001 (-0,28)	0,005 (4,07)	-	-

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Vervolg van tabel 7.2a

		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c(17)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; zelfstandig	-0,004 (-1,40)	-0,001 (-0,28)	-0,004 (-1,40)	0,001 (1,74)	-0,00001 (-0,02)	0,001 (2,08)
c(18)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	-0,08 (-5,39)	-0,06 (-4,38)	-0,08 (-5,82)	-0,04 (-6,37)	-0,05 (-7,17)	-0,04 (-6,41)
c(19)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met gemiddelde opleidingsduur	0,001 (2,89)	0,0004 (1,09)	0,001 (2,39)	-	-	-
c(20)	Sectorstructuur: aandeel van (medium)hightechsectoren, in verhouding tot binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,11 (5,20)	0,13 (4,95)	0,12 (4,63)	0,14 (5,11)	0,19 (7,78)	0,15 (6,89)
c(21)	Bijdrage van delfstoffenwinning aan toegevoegde waarde van totale economie; Noorwegen	1,01 (11,76)	0,92 (8,03)	0,95 (8,79)	0,75 (5,88)	0,73 (6,20)	0,87 (9,47)
c(22)	Hoogwaardige kennisvoorraad, in verhouding tot binnenlands R&D-kapitaal	-0,01 (-0,51)	-0,01 (-0,25)	-0,01 (-0,31)	-0,004 (-0,17)	-0,04 (-2,11)	-
c(23)	Openheid van economie	0,06 (1,95)	0,05 (1,52)	0,05 (1,69)	0,05 (1,59)	0,03 (0,82)	0,05 (1,87)
c(24)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	0,09 (3,56)	0,07 (2,70)	0,08 (2,72)	0,07 (2,53)	0,08 (2,51)	0,08 (2,54)
c(25)	Nettokapitaalinkomensquote (na aftrek winstbelasting) ^{***}	0,27 (3,51)	0,27 (3,30)	0,26 (3,25)	0,26 (3,20)	0,24 (2,88)	0,21 (2,55)
c(26)	Belasting- en premiedruk	0,02 (0,40)	-0,02 (-0,38)	0,005 (0,10)	-0,02 (-0,49)	-0,05 (-1,12)	-0,004 (-0,08)
c(27)	Conjunctuur, gemeten op basis van werkloosheidsvoet	0,63 (3,73)	0,51 (2,46)	0,53 (2,62)	0,68 (3,36)	0,60 (2,97)	0,64 (3,56)
c(28)	Gewicht van lopend jaar binnen effect van conjunctuur	0,46 (2,57)	0,57 (2,58)	0,55 (2,59)	0,66 (3,33)	0,60 (2,75)	0,61 (2,94)
c(29)	Dummy voor West-Duitsland (1970-1990)	0,04 (1,84)	0,05 (2,87)	0,05 (2,80)	0,06 (3,84)	0,07 (4,47)	0,06 (3,41)
	Landendummy's opgenomen?	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
	R ²	0,992	0,991	0,991	0,990	0,989	0,988
	Gecorrigeerde R ²	0,992	0,990	0,990	0,990	0,989	0,988
	Durbin-Watson (D.W.)	0,32	0,28	0,26	0,27	0,32	0,25
	Schattingsperiode	1970-2006					
	Aantal landen	20					
	⇒ Aantal waarnemingen	740 (= 20 × 37)					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

** Landenspecifieke trendvariabelen ingezet als instrumentele variabelen (zie paragraaf 6.2.3).

*** Eén jaar vertraagde waarde gehanteerd als instrumentele variabele.

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Tabel 7.2b Schattingsresultaten voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van vergelijking (7.1); schattingsvarianten (7)-(12)*

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
c(1)	Constante (voor Nederland)	0,03 (2,31)	0,04 (2,56)	0,03 (2,40)	0,04 (2,67)	0,03 (2,05)	0,03 (2,34)
-	Kapitaalarbeidsverhouding; gewicht conform groeiboekhoudingsbenadering toegepast	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(2)	Gemiddelde opleidingsduur	0,37 (4,61)	0,36 (4,18)	0,37 (4,39)	0,35 (3,92)	0,42 (4,82)	0,40 (4,43)
c(3)	Arbeidsparticipatie	-0,52 (-6,18)	-0,49 (-6,37)	-0,51 (-6,75)	-0,46 (-5,96)	-0,46 (-6,31)	-0,43 (-5,78)
c(4)	Gewerkte uren per werkzame persoon**	-0,69 (-6,63)	-0,65 (-6,00)	-0,63 (-5,59)	-0,62 (-5,48)	-0,51 (-5,16)	-0,53 (-5,38)
c(5)	Binnenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,14 (4,12)	0,13 (4,84)	0,14 (5,54)	0,11 (4,88)	0,14 (5,47)	0,11 (5,32)
c(6)	Gewicht van R&D-kapitaal bedrijven	0,57 (3,83)	0,55 (3,76)	0,55 (4,02)	0,65 (3,72)	0,53 (4,18)	0,60 (4,04)
	⇒ Gewicht van publiek R&D-kapitaal (= 1- c(6))	0,43	0,45	0,45	0,35	0,47	0,40
c(7)	Interactie binnenlands R&D-kapitaal met aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in 'wereldwijd' R&D-kapitaal	0,64 (4,77)	0,65 (6,13)	0,64 (5,70)	0,63 (6,02)	0,65 (5,46)	0,65 (5,90)
c(8)	Versterkend effect van gemiddelde opleidingsduur bij effect van binnenlands R&D-kapitaal	-	-	-	-	-	-
c(9)	Buitenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,002 (0,06)	-	-	-	-	-
c(10)	Interactie buitenlands R&D-kapitaal met invoerquote	0,11 (2,12)	0,12 (2,92)	0,09 (2,69)	0,15 (3,63)	0,10 (2,64)	0,15 (3,47)
c(11)	Versterkend effect van binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit bij effect van buitenlands R&D-kapitaal	-	-	-	-	-	-
c(12)	Versterkend effect van gemiddelde opleidingsduur bij effect van buitenlands R&D-kapitaal	-	-	-	-	-	-
c(13)	Aandeel van private financiering binnen publiek R&D-kapitaal	-	-	-	-	-	-
c(14)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; zelfstandig	-	-	-	-	-	-
c(15)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,03 (0,67)	-	-	-	-	-
c(16)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; interactie met gemiddelde opleidingsduur	-	-	-	-	-	-

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Vervolg van tabel 7.2b

		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		(7)	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
c(17)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; zelfstandig	-	-	-	-	-	-
c(18)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	-0,04 (-5,97)	-0,04 (-5,12)	-0,04 (-5,54)	-0,04 (-5,02)	-0,04 (-6,47)	-0,04 (-5,68)
c(19)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met gemiddelde opleidingsduur	-	-	-	-	-	-
c(20)	Sectorstructuur: aandeel van (medium)hightechsectoren, in verhouding tot binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,15 (7,10)	0,15 (7,77)	0,16 (8,03)	0,15 (7,63)	0,17 (9,24)	0,16 (8,73)
c(21)	Bijdrage van delfstoffenwinning aan toegevoegde waarde van totale economie; Noorwegen	0,86 (8,87)	0,91 (9,95)	0,92 (10,07)	0,95 (10,59)	0,91 (10,03)	0,93 (10,62)
c(22)	Hoogwaardige kennisvoorraad, in verhouding tot binnenlands R&D-kapitaal	-	-	-	-	-	-
c(23)	Openheid van economie	0,05 (1,62)	0,06 (2,07)	0,06 (2,49)	0,05 (2,00)	0,08 (2,87)	0,07 (2,38)
c(24)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	0,07 (2,41)	0,07 (2,19)	0,07 (2,19)	0,06 (1,87)	-	-
c(25)	Nettokapitaalinkomensquote (na aftrek winstbelasting) ^{***}	0,14 (1,74)	0,12 (1,53)	-	0,17 (2,27)	-	0,16 (2,19)
c(26)	Belasting- en premiedruk	-0,09 (-1,88)	-0,06 (-1,68)	-0,09 (-2,66)	-	-0,07 (-1,74)	-
c(27)	Conjunctuur, gemeten op basis van werkloosheidsvoet	0,80 (4,68)	0,77 (4,57)	0,80 (4,71)	0,74 (4,35)	0,73 (4,15)	0,69 (3,98)
c(28)	Gewicht van lopend jaar binnen effect van conjunctuur	0,57 (3,31)	0,55 (3,07)	0,40 (2,64)	0,56 (3,12)	0,33 (1,83)	0,51 (2,55)
c(29)	Dummy voor West-Duitsland (1970-1990)	0,06 (3,75)	0,05 (3,13)	0,05 (2,87)	0,05 (2,62)	0,03 (2,14)	0,03 (2,14)
	Landendummy's opgenomen?	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
	R ²	0,988	0,988	0,9877	0,9880	0,9872	0,9875
	Gecorrigeerde R ²	0,987	0,987	0,9871	0,9874	0,9866	0,9869
	Durbin-Watson (D.W.)	0,26	0,26	0,28	0,25	0,30	0,27
	Schattingsperiode	1970-2006					
	Aantal landen	20					
	⇒ Aantal waarnemingen	740 (= 20 × 37)					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

** Landenspecifieke trendvariabelen ingezet als instrumentele variabelen (zie paragraaf 6.2.3).

*** Eén jaar vertraagde waarde gehanteerd als instrumentele variabele.

voor een vergelijking wordt gekozen die in theoretisch opzicht beter interpreteerbaar is. Het verschil in verklaringskracht tussen beide varianten is evenwel gering.

> *Schattingsvariant (1): startpunt van de empirische analyse*

Schattingsvariant (1) in tabel 7.2a is het startpunt van de empirische analyse. Bij deze schattingsvariant zijn alle coëfficiënten uit vergelijking (7.1) gelijktijdig geschat. Dat geeft in dit stadium nog een diffuus beeld, hoewel de verklaringskracht van een aantal variabelen al wel duidelijk zichtbaar is. In schattingsvariant (1) komen vier significante coëfficiënten voor met een implausibel teken ($c(11)$, $c(12)$, $c(13)$ en $c(19)$). Daarbij is de sterkst significante coëfficiënt gevonden voor de gemiddelde opleidingsduur als interactievariabele bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal. Deze interactieterm zal als eerste buiten beschouwing worden gelaten bij het vervolg van de schattingen.

- *Geen versterkend interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur gevonden bij het effect van buitenlands R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(12)$)*

Voor de gemiddelde opleidingsduur als interactievariabele bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal is een negatieve coëfficiënt gevonden met een t -waarde van $-4,50$. De interactievariabele is opgenomen in verband met een mogelijk effect van menselijk kapitaal op de benutting van buitenlandse kennis. Er is onderzocht of een hogere gemiddelde opleidingsduur in het binnenland tot een hogere elasticiteit zou leiden bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit. In dat geval zou een hogere opleidingsduur ertoe leiden dat de groei van buitenlands R&D-kapitaal een sterker effect heeft op de groei van de arbeidsproductiviteit. Gezien de sterk significante negatieve waarde van de gevonden coëfficiënt wordt dit niet empirisch bevestigd.

- *Geen versterkend interactie-effect van de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit gevonden bij het effect van buitenlands R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(11)$)*

Na het buiten beschouwing laten van de gemiddelde opleidingsduur als interactieterm bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal wordt de sterkst significante coëfficiënt met een implausibel teken verkregen voor de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit als interactievariabele bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal. Hiervoor wordt een negatieve coëfficiënt gevonden met een t -waarde van $-4,93$. In schattingsvariant (1) bedroeg de t -waarde nog $-2,70$. Het negatieve teken van de coëfficiënt houdt in dat geen positief effect is gevonden van de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit op de elasticiteit waarmee buitenlands R&D-kapitaal doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

De interactievariabele is opgenomen vanwege het belang van eigen R&D in een land voor de absorptie van kennis ontwikkeld in het buitenland. Het hier gevonden negatieve teken van de coëfficiënt betekent *niet* dat binnenlandse R&D geen rol zou spelen bij het effect van buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit. In de vergelijking is namelijk al rekening gehouden met een versterkende invloed van binnenlands R&D-kapitaal op het effect van buitenlands R&D-kapitaal (en andersom) door uit te gaan van een loglineaire relatie (waar een multiplicatieve niet-logaritmische specificatie achter ligt). Daarbij is gemodelleerd dat een hoger *niveau* van de voorraad binnenlands R&D-kapitaal zou leiden tot een groter effect van het *niveau* van de voorraad buitenlands R&D-kapitaal op het *niveau* van de arbeidsproductiviteit. Het hier verkregen empirische resultaat geeft slechts aan dat een hogere binnenlandse R&D-

kapitaalintensiteit niet leidt tot een hogere elasticiteit voor de invloed van buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit. Anders gezegd: een hogere binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit zou er niet toe leiden dat de *groei* van de hoeveelheid buitenlands R&D-kapitaal een groter effect heeft op de *groei* van de arbeidsproductiviteit.

- *Geen positief effect gevonden van het aandeel van private financiering in de voorraad publiek R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(13)$)*

Na ook de gemiddelde opleidingsduur als interactievariabele bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal buiten beschouwing gelaten te hebben, wordt als sterkst significante resultaat met een implausibel teken een negatieve coëfficiënt met een t -waarde van $-3,81$ verkregen voor het aandeel van private financiering in de voorraad publiek R&D-kapitaal. Deze variabele is opgenomen als indicator voor publiek-private interactie bij de opbouw van publiek R&D-kapitaal. De gevonden coëfficiënt geeft een elasticiteit van $-0,03$ weer. Theoretisch kan een positief effect van publiek-private interactie worden verwacht.²¹⁵

De variabele is in bijna alle landen sterk gestegen in de loop der tijd (Portugal en Spanje vormen uitzonderingen met dalingen), maar blijkt niet positief bij te dragen aan de verklaring van de eveneens sterk gestegen arbeidsproductiviteit in de verschillende landen. Vooruitlopend op de empirische schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8 kan al worden opgemerkt dat daar wel een significant positief effect van het aandeel van private financiering in publiek R&D-kapitaal wordt gevonden (voor zover het gaat om de private financiering van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen). Dat lijkt aan te geven dat publiek-private interactie van belang is voor het effect van publieke R&D op innovatie bij bedrijven, maar dat dit effect bij de arbeidsproductiviteitsontwikkeling moeilijk te traceren is in combinatie met trendmatige invloeden van diverse andere variabelen. Hierbij dient ook rekening te worden gehouden met de imperfecte maatstaf die hier voor publiek-private interactie is gehanteerd, bij gebrek aan lange tijdreeksen voor alternatieve variabelen voor publiek-private interactie.

> *Schattingsvariant (2)*

- *Geen versterkend interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur gevonden bij het effect van binnenlands R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(8)$)*

Na het buiten beschouwing laten van de hierboven besproken variabelen waarvoor sterk significante coëfficiënten met een implausibel teken werden gevonden, volgt schattingsvariant (2). Daarin wordt een significante coëfficiënt met een implausibel negatief teken gevonden voor de gemiddelde opleidingsduur gedurende de opbouw van binnenlands R&D-kapitaal als interactieterm bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal (t -waarde: $-2,59$).

De interactieterm is opgenomen om rekening te houden met complementariteit tussen R&D/innovatie en menselijk kapitaal, mede vanwege het belang van menselijk kapitaal voor benutting van de resultaten van R&D voor daadwerkelijke innovaties (zie paragraaf 6.3.2). Het ge-

²¹⁵ Het gevonden resultaat is wel in lijn met een uitkomst van onderzoek van Guellec en Van Pottelsberghe (2004). Daarin wordt eveneens een sterk significante negatieve coëfficiënt gevonden voor een soortgelijke variabele, te weten het aandeel van private financiering in de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen. Zie hierover verder voetnoot 157.

vonden resultaat duidt er echter op dat een hogere gemiddelde opleidingsduur geen positieve bijdrage levert aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling via een hogere elasticiteit voor de invloed van de voorraad binnenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit. Een hogere gemiddelde opleidingsduur zou daarmee niet leiden tot een groter effect van de groei van de voorraad binnenlands R&D-kapitaal op de groei van de arbeidsproductiviteit.

> *Schattingsvariant (3)*

- *Geen versterkend interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur gevonden bij het ‘catching-up’-mechanisme gemodelleerd op basis van de patentvoorraadpositie van een land (coëfficiënt $c(19)$)*

Het buiten beschouwing laten van de gemiddelde opleidingsduur als interactieterm bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal leidt tot schattingsvariant (3). Daarin is een significante positieve coëfficiënt geschat voor een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij ‘catching-up’ gemodelleerd op basis van de patentvoorraadpositie van een land (t -waarde 2,39). Het positieve teken van de coëfficiënt is implausibel, aangezien een ‘catching-up’-effect bij de gehanteerde ‘catching-up’-variabelen inhoudt dat de coëfficiënt een negatieve waarde heeft.²¹⁶ Een positieve waarde van de coëfficiënt zou het tegengestelde van ‘catching-up’ inhouden, waarvoor geen theoretische grondslag bestaat. Het gevonden resultaat houdt in dat niet bevestigd wordt dat de gemiddelde opleidingsduur een rol speelt bij de benutting van buitenlandse kennis binnen het ‘catching-up’-mechanisme gemodelleerd op basis van de patentvoorraadpositie van een land.

> *Schattingsvariant (4)*

- *Geen versterkend interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur gevonden bij het ‘catching-up’-mechanisme op basis van de productiviteitspositie van een land (coëfficiënt $c(16)$)*

Na het buiten beschouwing laten van een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij ‘catching-up’ op basis van de patentvoorraadpositie van een land wordt in schattingsvariant (2) een sterk significante positieve coëfficiënt gevonden voor een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij ‘catching-up’ op basis van de productiviteitspositie van een land (t -waarde: 4,07). Ook hier geldt dat het teken van de coëfficiënt niet plausibel is, omdat daarmee het tegengestelde van ‘catching-up’ zou worden uitgedrukt. Daarmee is bij beide vormgevingen van het ‘catching-up’-mechanisme geen rol bevestigd van de gemiddelde opleidingsduur.

Intermezzo: geen dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal gevonden via een invloed van de gemiddelde opleidingsduur

Het zojuist besproken resultaat houdt in dat bij alle onderzochte interactie-effecten van de ge-

²¹⁶ De ‘catching-up’-variabelen hebben de technologische afstand van een land ten opzichte van de technologische leider als kern. Daarbij is het uitgangspunt dat een grotere technologische achterstand (dat wil zeggen: een grotere technologische afstand in negatieve zin) van een land ten opzichte van de technologische leider een grotere positieve impuls geeft aan de arbeidsproductiviteitsgroei. Dat zou tot uitdrukking worden gebracht door negatieve coëfficiënten voor de ‘catching-up’-variabelen zoals die bij de empirische schattingen zijn gehanteerd (zie tabel 7.1).

middelste opleidingsduur in de vergelijking (twee maal bij ‘catching-up’ en twee maal bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal) geen positieve bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling is gevonden. Bij deze interactie-effecten is onderzocht of een hogere gemiddelde opleidingsduur in het binnenland tot een hogere groei van de arbeidsproductiviteit zou leiden via een sterkere invloed van de groei van binnenlands en/of buitenlands R&D-kapitaal dan wel via sterkere ‘catching-up’-effecten. Een mogelijkheid is ook dat meer innovatie als gevolg van een hogere gemiddelde opleidingsduur een niveau-effect heeft op de arbeidsproductiviteit. Om zicht te krijgen op de empirische relevantie van die mogelijkheid, is bij de aanvullende schattingen in bijlage B7.1 getoetst of een positief interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur op het niveau van de arbeidsproductiviteit vast te stellen is bij de invloed van buitenlands en binnenlands R&D-kapitaal. Dat blijkt niet het geval te zijn.

Daarmee kan geconcludeerd dat dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal (zie verder paragraaf 6.3.2) niet gedetecteerd worden door de gemiddelde opleidingsduur op verschillende plaatsen in relatie te brengen tot innovatie. Ook bij de schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8 komt geen rol van de gemiddelde opleidingsduur naar voren in relatie tot innovatie. Dat in beide empirische analyses geen rol van de gemiddelde opleidingsduur gevonden wordt in relatie tot innovatie, geeft sterk de indruk dat de gemiddelde opleidingsduur slechts een ruwe indicator is voor het menselijk kapitaal dat van belang is voor innovatie. Zoals aangegeven is in paragraaf 6.3.2, zou bijvoorbeeld de kern van het wetenschappelijk en technologisch arbeidspotentieel (waarvoor niet voldoende data beschikbaar zijn om in deze empirische analyse te kunnen gebruiken), sterker aangrijpen bij innovatie.

Dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal zijn echter niet alleen te meten door directe maatstaven voor menselijk kapitaal, zoals de gemiddelde opleidingsduur en de kern van het wetenschappelijk en technologisch arbeidspotentieel, in relatie te brengen tot innovatie. Ook de effecten van R&D-variabelen op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de innovatiekracht dienen in het licht van dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal te worden beschouwd. R&D-inspanningen komen voor een groot deel neer op de inzet van menselijk kapitaal voor innovatie, terwijl menselijk kapitaal daarnaast van belang is voor de verdere ontwikkeling van innovaties op basis van kennis die ontwikkeld is met R&D-inspanningen. Dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal komen in dit onderzoek wel duidelijk tot uitdrukking, maar via R&D-variabelen in plaats van de gemiddelde opleidingsduur.

> *Schattingsvariant (5)*

- *Geen positief effect gevonden van de hoogwaardige kennisvoorraad (coëfficiënt $c(22)$)*
Het buiten beschouwing laten van de gemiddelde opleidingsduur als interactievariabele bij het ‘catching-up’-mechanisme op basis van de productiviteitspositie van een land leidt in schattingvariant (5) tot een significante coëfficiënt met een implausibel negatief teken voor de hoogwaardige kennisvoorraad in verhouding tot de voorraad binnenlands R&D-kapitaal (t -waarde: $-2,11$). De variabele voor de hoogwaardige kennisvoorraad is in veel landen (waaronder Nederland) sterk gestegen, maar een positieve invloed op de sterk gestegen arbeidsproductiviteit komt empirisch niet tot uitdrukking. De variabele, gebaseerd op aantallen toege-

kende Amerikaanse patenten, zegt mogelijk te weinig over commerciële benutting van kennis ('kennis-kunde-kassa'-keten). Die is uiteindelijk sterk bepalend voor de TFP-ontwikkeling.

- *Geen zelfstandig effect gevonden van 'catching-up' op basis van de productiviteitspositie van een land (coëfficiënt c(14))*

Ook is in schattingsvariant (5) een significante coëfficiënt met een implausibel teken gevonden voor een zelfstandige rol van dit 'catching-up'-mechanisme (t -waarde: 2,02). Na het buiten beschouwing laten van de hoogwaardige kennisvoorraad in verhouding tot de voorraad binnenlands R&D-kapitaal wordt hiervoor een coëfficiënt van 0,02 gevonden met een t -waarde van 2,43. Zoals eerder al is aangegeven, zou een positieve coëfficiënt het tegengestelde van 'catching-up' inhouden.

> *Schattingsvariant (6)*

- *Geen zelfstandig effect gevonden van 'catching-up' op basis van de patentvoorraadpositie van een land (coëfficiënt c(17))*

Het buiten beschouwing laten van een zelfstandig 'catching-up'-effect op basis van de productiviteitspositie van een land heeft in schattingsvariant (6) als consequentie dat een significante coëfficiënt met een implausibel positief teken wordt gevonden voor een zelfstandig 'catching-up'-effect op basis van de patentvoorraadpositie van een land (t -waarde: 2,08).

> *Schattingsvariant (7)*

Na het buiten beschouwing laten van een zelfstandig 'catching-up'-effect op basis van de patentvoorraadpositie van een land resulteert schattingsvariant (7). Daarin komen geen significante coëfficiënten meer voor met implausibele tekens. We richten ons nu op enkele niet-significante coëfficiënten met implausibele tekens.

- *Geen versterkend interactie-effect van de R&D-kapitaalintensiteit gevonden bij 'catching-up' op basis van de productiviteitspositie van een land (coëfficiënt c(15))*

Het buiten beschouwing laten van een zelfstandig 'catching-up'-effect op basis van de patentvoorraadpositie van een land leidt in schattingsvariant (7) tot een niet-significante positieve coëfficiënt voor een interactie-effect van de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit bij het 'catching-up'-mechanisme op basis van de productiviteitspositie van een land (t -waarde: 0,67). Het resultaat houdt in dat er binnen de schattingen geen rol is gevonden voor 'catching-up' op basis van de productiviteitspositie van een land. Daarentegen komt een sterke rol naar voren van 'catching-up' gemodelleerd op basis van de patentvoorraadpositie van een land, met daarbij de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit opgenomen als interactieterm (coëfficiënt c(18)).

- *Geen zelfstandig effect gevonden van buitenlands R&D-kapitaal (coëfficiënt c(9))*

In schattingsvariant (7) is verder een niet-significante coëfficiënt (elasticiteit) met een zeer lage waarde van 0,002 gevonden voor een zelfstandige rol van buitenlands R&D-kapitaal. Na het buiten beschouwing laten van de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit als interactievariabele bij het 'catching-up'-mechanisme op basis van de productiviteitspositie van een land volgt hiervoor een zeer licht negatieve waarde van $-0,0001$ met een t -waarde van $-0,002$. Een zelfstandig effect van buitenlands R&D-kapitaal is onderzocht naast een effect van buitenlands R&D-kapitaal met de invoerquote als interactieterm (coëfficiënt c(10)). Het verkregen

resultaat houdt in dat alleen een effect van buitenlands R&D-kapitaal met de invoerquote als interactieterm van toepassing lijkt te zijn. Daarvoor wordt na het buiten beschouwing laten van een zelfstandig effect van buitenlands R&D-kapitaal een coëfficiënt van 0,12 met een t -waarde van 2,92 gevonden. Dat is te zien binnen het resultaat van schattingsvariant (8).

> *Schattingsvarianten (8)-(12)*

- *Nettokapitaalinkomensquote en belasting- en premiedruk niet naast elkaar op te nemen als verklarende variabelen; de nettokapitaalinkomensquote (coëfficiënt $c(25)$) draagt meer bij aan de verklaringskracht van de vergelijking dan de belasting- en premiedruk (coëfficiënt $c(26)$)*

In schattingsvariant (8) komt nog één niet-significante coëfficiënt voor. Dat betreft de coëfficiënt voor de nettokapitaalinkomensquote, waarvoor een waarde van 0,12 wordt gevonden met een t -waarde van 1,53. Na het buiten beschouwing laten van de nettokapitaalinkomensquote als verklarende variabele volgt schattingsvariant (9). Gebleken is echter dat dan niet de vergelijking met de hoogste verklaringskracht wordt verkregen. Indien de belasting- en premiedruk als verklarende variabele buiten beschouwing wordt gelaten, volgt in schattingsvariant (10) een significant positief effect van de nettokapitaalinkomensquote, met een iets hogere verklaringskracht van de geschatte vergelijking dan bij schattingsvariant (9) het geval is. In schattingsvariant (10) bedraagt de R^2 0,9880, wat licht hoger is dan de R^2 van 0,9877 in schattingsvariant (9).

Uit de resultaten van de schattingsvarianten (8)-(10) kan geconcludeerd worden:

- De nettokapitaalinkomensquote en de belasting- en premiedruk vervullen als afzonderlijk opgenomen variabelen beide een significante rol, maar ze hebben niet beide een significant effect als ze naast elkaar worden opgenomen als verklarende variabelen.
- Afzonderlijk als verklarende variabelen opgenomen blijkt de nettokapitaalinkomensquote tot een iets grotere verklaringskracht van de vergelijking te leiden dan de belasting- en premiedruk.

- *Significant positief effect van de ondernemerschapsvariabele (coëfficiënt $c(24)$), maar gepaard gaande met minder plausibele resultaten op andere plaatsen in de vergelijking*

De ondernemerschapsvariabele heeft systematisch in alle schattingsvarianten een significante positieve invloed. In schattingsvariant (10) wordt een elasticiteit van 0,06 gevonden met een t -waarde van 1,87. In de schattingsvarianten (8) en (9) komt de elasticiteit nog op 0,07 uit, met een t -waarde van 2,19. Het buiten beschouwing laten van de belasting- en premiedruk in schattingsvariant (10) heeft het geschatte effect van de ondernemerschapsvariabele enigszins verzwakt.

Bij de gehanteerde ondernemerschapsvariabele is de ondernemersquote in verhouding geplaatst tot de evenwichtswaarde ervan volgens het onderzoek van Carree e.a. (2007). Daarmee wordt gecorrigeerd voor de negatieve invloed van het economisch ontwikkelingsniveau in een land op de ondernemersquote, waarmee de variabele beter de invloed van de ondernemerschap op de productiviteit via innovatie weer kan geven. Wordt die correctie achterwege gelaten door de ondernemersquote als variabele op te nemen zonder deze in verhouding te plaat-

sen tot de evenwichtswaarde, dan wordt een elasticiteit van ongeveer 0 (om precies te zijn: $-0,002$) gevonden voor de ondernemersquote, met een t -waarde van $-0,07$.

Hoewel de ondernemerschapsvariabele een relatief beperkte bijdrage levert aan de verklaaringskracht van de vergelijking, blijkt de opname van deze variabele invloeden van betekenis te hebben op coëfficiënten die gevonden worden op enkele andere plaatsen in de vergelijking. Dat wordt in beeld gebracht met de schattingsvarianten (11) en (12), waarin het effect van de ondernemerschapsvariabele buiten beschouwing wordt gelaten. Schattingsvariant (11) is daarbij direct vergelijkbaar schattingsvariant (9), terwijl schattingsvariant (12) direct vergeleken kan worden met schattingsvariant (10). De schattingsvarianten (11)-(12) in vergelijking met de schattingsvarianten (9)-(10) tonen dat het opnemen van de ondernemerschapsvariabele als verklarende variabele met name van invloed is op de geschatte coëfficiënten voor de gemiddelde opleidingsduur en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon.²¹⁷

Zo wordt in schattingsvariant (12) voor de gemiddelde opleidingsduur een elasticiteit van 0,40 gevonden, wat redelijk spoort met de elasticiteit die op grond van empirisch onderzoek naar private rendementen op scholing verwacht zou kunnen worden (zie paragraaf 2.3.1). In schattingsvariant (10) komt die elasticiteit op een lagere waarde van 0,35 uit, die minder goed interpreteerbaar is in het licht van de schattingen van private rendementen op scholing. Voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon wordt in schattingsvariant (12) een elasticiteit gevonden van $-0,53$. In schattingsvariant (10) is die elasticiteit met een waarde van $-0,62$ veel sterker negatief. De laatste waarde betekent dat een toename van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon voor 62% zou leiden tot een lagere arbeidsproductiviteit per gewerkt uur en daarmee voor slechts 38% zou leiden tot een hogere toegevoegde waarde per werkzame persoon. Dat negatieve effect op de arbeidsproductiviteit lijkt aan de hoge kant. Een elasticiteit van $-0,53$ kan plausibeler worden geacht.

- *Empirische voorkeursvergelijking: nettokapitaalinkomensquote als verklarende variabele opgenomen, effecten van ondernemerschapsvariabele en belasting- en premiedruk buiten beschouwing gelaten*

Bij de bepaling van de empirische voorkeursvergelijking dient een keuze gemaakt te worden tussen de nettokapitaalinkomensquote en de belasting- en premiedruk als op te nemen verklarende variabele. De iets sterkere verklaaringskracht van de vergelijking die met de nettokapitaalinkomensquote wordt bereikt, is een statistisch argument om de voorkeur te geven aan de nettokapitaalinkomensquote. Het verschil in verklaaringskracht is echter te gering om daar sterke conclusies aan te kunnen verbinden. De twee variabelen kunnen statistisch niet goed van elkaar onderscheiden worden door intercorrelatie. De statistische samenhang tussen beide variabelen kan wel theoretisch beargumenteerd worden. De belasting- en premiedruk heeft een belangrijke invloed op de kapitaalinkomensquote via de doorwerking van belastingen en premies op looninkomen in de loonkosten (zie verder paragraaf 6.4.7). Daarnaast is bij de ge-

²¹⁷ Hiernaast is ook een schatting zonder ondernemerschapsvariabele uitgevoerd die direct vergelijkbaar is met schattingsvariant (8). Daarin zijn de nettokapitaalinkomensquote en de belasting- en premiedruk naast elkaar opgenomen als verklarende variabelen. Voor de nettokapitaalinkomensquote is daarbij een coëfficiënt van 0,13 gevonden met een t -waarde van 1,63, voor de belasting- en premiedruk een coëfficiënt van $-0,04$ met een t -waarde van $-0,96$. Op andere plaatsen in de vergelijking zijn de resultaten vergelijkbaar met die van de schattingsvarianten (11) en (12).

hanteerde kapitaalinkomensquotevariabele de winstbelasting in mindering gebracht. De doorwerking van belasting- en premieheffing in de kapitaalinkomensquote geeft een inhoudelijk argument om in de empirische voorkeursvergelijking de nettokapitaalinkomensquote op te nemen. Op indirecte wijze wordt dan deels ook met een effect van belasting- en premieheffing rekening gehouden. Economisch-theoretisch bezien lijkt het daarmee geen grote beperking te zijn om de belasting- en premiedruk als verklarende variabele buiten beschouwing te laten in de empirische voorkeursvergelijking.

De minder plausibele resultaten die voor de effecten van de gemiddelde opleidingsduur en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon worden verkregen als de ondernemerschapsvariabele in de schatting wordt opgenomen, is reden om in de empirische voorkeursvergelijking ook de ondernemerschapsvariabele buiten beschouwing te laten. De verklaringskracht van de vergelijking is bij de betreffende schattingsvariant (12) beperkt lager dan bij de vergelijkbare schattingsvariant (10) waarin wel de ondernemerschapsvariabele is opgenomen. Bij schattingsvariant (12) bedraagt de R^2 0,9875, bij schattingsvariant (10) 0,9880.

Een verdere ontwikkeling/avancering van de ondernemerschapsvariabele zou ertoe kunnen leiden dat deze beter in te passen is in een empirische vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, tezamen met een groot aantal andere variabelen.²¹⁸ Daarbij valt bijvoorbeeld te denken aan een simultaan stelsel van vergelijkingen waarbij productiviteit en ondernemerschap tweezijdig tot elkaar in relatie worden gebracht (Erken, Donselaar en Thurik, 2008).²¹⁹ Ook is een interessante weg om rekening te houden met een mogelijk omgekeerd U-vormig verband tussen de mate van ondernemerschap en productiviteit. Meer ondernemerschap hoeft niet bij elk uitgangsniveau van ondernemerschap met dezelfde elasticiteit of eventueel semi-elasticiteit positief uit te werken op de productiviteit. Een afnemend positief effect met voorbij een bepaald punt een negatief effect is denkbaar, omdat de economie ook gebaat is bij werkenden in loondienst bij grote bedrijven (vanwege schaalvoordelen) en niet iedereen geschikt is voor ondernemerschap. Van Praag en Van Stel (2010) hebben aanwijzingen gevonden voor een omgekeerd U-vormig verband tussen de ondernemersquote en het niveau van de productiviteit. Een optie voor verder onderzoek is om de mogelijkheid van een omgekeerd U-vormig verband te integreren met de hier gevolgde benadering, die erop gericht is om te controleren voor een negatieve afhankelijkheid van de ondernemersquote van het economisch ontwikkelingsniveau van een land.²²⁰

²¹⁸ In het onderzoek van Erken, Donselaar en Thurik (2008) werd ook een sterk negatieve elasticiteit voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon gevonden in combinatie met een (theoretisch gezien) relatief lage elasticiteit voor de gemiddelde opleidingsduur. De resultaten van dat onderzoek kunnen echter niet direct vergeleken worden met de hier verkregen resultaten, omdat daar de productiviteitsontwikkeling *in het bedrijfsleven* werd verklaard en tijddummy's in de vergelijking zijn opgenomen.

²¹⁹ Zie Hartog e.a. (2010) voor reeds verricht werk in die richting.

²²⁰ In verder onderzoek is het tegelijkertijd van belang om te zoeken naar een geavanceerder modellering van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon als verklarende variabele. De wederkerige relatie tussen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de ontwikkeling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon vraagt nadere aandacht (zie paragraaf 6.2.3 en de bespreking van de empirische voorkeursvergelijking in paragraaf 7.4). Mogelijk helpt dat ook om de ondernemerschapsvariabele beter te kunnen combineren met het aantal gewerkte uren per werkzame persoon als verklarende variabele.

Coëfficiënten voor buiten beschouwing gelaten variabelen/mechanismen opnieuw geschat met de empirische voorkeursvergelijking als uitgangspunt

Tabel 7.3 geeft een overzicht van de variabelen/mechanismen die buiten beschouwing blijven in de empirische voorkeursvergelijking, met daarbij aangegeven welke coëfficiënten en *t*-waarden daarvoor worden verkregen als deze afzonderlijk worden toegevoegd aan de empirische voorkeursvergelijking. Voor de ondernemerschapsvariabele is dat resultaat al te zien bij de uitkomsten van schattingsvariant (10) in tabel 7.2b. Voor de overige variabelen/mechanismen ontstaat op deze wijze een precies beeld van de niet-significante of implausibele significante rol die deze spelen indien de empirische voorkeursvergelijking als uitgangspunt wordt genomen.

Tabel 7.3 Schattingsresultaten bij het afzonderlijk toevoegen aan de empirische voorkeursvergelijking (schattingsvariant (12) in tabel 7.2b) van variabelen/mechanismen die in eerdere fasen van het schattingsproces buiten beschouwing zijn gelaten

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen	Gevonden waarde	<i>t</i> -waarde*	Significant?	Plausibel teken?
c(8) Versterkend effect van gemiddelde opleidingsduur bij effect van binnenlands R&D-kapitaal	-0,03	-1,52	Nee	Nee
c(9) Buitenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,02	0,51	Nee	Ja
c(11) Versterkend effect van binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit bij effect van buitenlands R&D-kapitaal	2,48	0,44	Nee	Ja
c(12) Versterkend effect van gemiddelde opleidingsduur bij effect van buitenlands R&D-kapitaal	-0,04	-1,03	Nee	Nee
c(13) Aandeel van private financiering binnen publiek R&D-kapitaal	-0,03	-4,11	Ja	Nee
c(14) Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; zelfstandig	0,01	1,62	Nee	Nee
c(15) Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,0001	0,002	Nee	Nee
c(16) Gecumuleerde 'catching-up' op basis van productiviteitspositie; interactie met gemiddelde opleidingsduur	0,001	2,13	Ja	Nee
c(17) Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; zelfstandig	0,001	2,13	Ja	Nee
c(19) Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met gemiddelde opleidingsduur	0,0002	3,09	Ja	Nee
c(22) Hoogwaardige kennisvoorraad, in verhouding tot binnenlands R&D-kapitaal	-0,04	-1,90	Ja	Nee
c(24) Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	0,06	1,87	Ja	Ja
c(26) Belasting- en premiedruk	-0,04	-0,90	Nee	Ja

* Bij de *t*-waarden zijn de standaardfouten gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

Significante resultaten met implausibele tekens van coëfficiënten blijken voor te komen bij het aandeel van private financiering binnen het publieke R&D-kapitaal als indicator voor publiek-private interactie, bij de hoogwaardige kennisvoorraad in verhouding tot binnenlands

R&D-kapitaal en bij drie ‘catching-up’-modelleringen. Bij twee van deze ‘catching-up’-modelleringen betreft het een vormgeving binnen het ‘catching-up’-mechanisme op basis van de patentvoorraadpositie van een land. Daarbij wordt wel een sterk significant effect met een plausibel (negatief) teken gevonden van ‘catching-up’ met de R&D-kapitaalintensiteit als interactieterm (verder te bespreken in de volgende paragraaf).

Voor versterkende effecten van de gemiddelde opleidingsduur bij de invloeden van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal worden nog steeds implausibele negatieve coëfficiënten gevonden, maar die zijn nu niet langer significant. Voor een versterkend effect van de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal volgt nu een coëfficiënt met een plausibel positief teken, maar het effect is niet significant.

7.4 Geschatte langetermijnevenwichtsrelatie: empirische voorkeursvergelijking

Bespreking van de empirische voorkeursvergelijking (schattingsvariant (12))

Hieronder worden de resultaten van schattingsvariant (12) als empirische voorkeursvergelijking nader besproken, per afzonderlijk gevonden effect.

- *Sterk significant positief effect van de gemiddelde opleidingsduur (coëfficiënt $c(2)$)*

Voor de invloed van de gemiddelde opleidingsduur is een sterk significante elasticiteit gevonden van 0,40. De t -waarde bedraagt 4,43. De gevonden elasticiteit ligt in de buurt van de waarde van globaal $4/9$ die theoretisch te verwachten is bij afwezigheid van externe effecten van de gemiddelde opleidingsduur. Die waarde werd in paragraaf 2.3.1 onderbouwd als ruwe inschatting van het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde via private rendementen op menselijk kapitaal. De elasticiteit spoort verder goed met de elasticiteit van 0,59 die in bijlage 5.2 empirisch werd gevonden voor de doorwerking van de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur in de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid in 19 OECD-landen. Als voor de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten binnen de bruto toegevoegde waarde in de economie een gewicht (elasticiteit) van ongeveer $2/3$ in gedachten wordt genomen (als complement van een gewicht van ongeveer $1/3$ van fysiek kapitaal), dan volgt voor de invloed van de gemiddelde opleidingsduur op de arbeidsproductiviteit een elasticiteit van ongeveer 0,40 ($\approx 2/3 \times 0,59$) uit dat resultaat. De gevonden elasticiteit van 0,40 is verder in lijn met de uitkomsten van eerder toonaangevend onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002), dat besproken is in paragraaf 6.2.2.

Wel komt de hier gevonden elasticiteit lager uit dan in recenter onderzoek van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007), dat eveneens besproken is in paragraaf 6.2.2. De uitkomsten van dat onderzoek gaven als indicatie dat de gemiddelde opleidingsduur naast directe effecten ook aanzienlijke externe effecten op de arbeidsproductiviteit zou kunnen hebben. Externe effecten van de gemiddelde opleidingsduur worden echter niet bevestigd door de schattingsresultaten in de tabellen 7.2a en 7.2b. De gevonden elasticiteit van 0,40 voor het statische effect van de gemiddelde opleidingsduur in schattingsvariant (12) geeft aan dat geen empirische bevestiging wordt gevonden voor statische externaliteiten van de gemiddelde opleidingsduur. Eerder werd bij de schattingsvarianten (1)-(4) al geen empirische bevestiging verkregen voor een versterkende rol van de gemiddelde opleidingsduur bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal en ‘catching-up’ op de arbeidsproductiviteitsgroei. Bij de aanvullende

schattingen in bijlage B7 wordt ook geen effect op het *niveau* van de arbeidsproductiviteit gevonden van een versterkende rol van de gemiddelde opleidingsduur bij de doorwerking van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Dat betekent dat bij de empirische schattingen ook geen dynamische externaliteiten van de gemiddelde opleidingsduur via innovatie naar voren zijn gekomen.

- *Sterk significante negatieve effecten van de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon (coëfficiënten $c(3)$ en $c(4)$)*

Voor de invloeden van de arbeidsparticipatie (aantal werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking) en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon zijn sterk significante elasticiteiten gevonden van respectievelijk $-0,43$ en $-0,53$, met t -waarden van $-5,78$ en $-5,38$. In paragraaf 6.2.3 zijn onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007) besproken waarin ook sterk negatieve effecten werden gevonden van de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Bij de hier uitgevoerde schattingen komt het effect bij het aantal gewerkte uren per werkzame persoon nog wat sterker negatief uit. In de onderzoeken van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007) bedraagt de betreffende elasticiteit ongeveer $-0,4$.

De gevonden negatieve elasticiteiten voor de invloeden van de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon duiden erop dat sprake is van een sterke uitruil tussen meer inzet van arbeid en de hoogte van de arbeidsproductiviteit als componenten van het welvaartsniveau (materieel benaderd als bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking). Een verhoging van de arbeidsparticipatie met 1% zou een neerwaartse invloed hebben op het arbeidsproductiviteitsniveau van 0,43%. Een verhoging van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon zou een nog sterkere negatieve invloed op het arbeidsproductiviteitsniveau (per gewerkt uur) hebben van 0,53%. In beide gevallen blijft echter nog steeds sprake van een sterke positieve invloed op het welvaartsniveau, van respectievelijk 0,57% ($= 1\% - 0,43\%$) en 0,47% ($= 1\% - 0,53\%$).

Het gebruik van landenspecifieke trendvariabelen als instrumenten voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon blijkt nauwelijks invloed te hebben op het schattingsresultaat. Indien geen instrumentele variabelen worden opgenomen, wordt bij schattingsvariant (12) in tabel 7.2b een elasticiteit van eveneens $-0,53$ gevonden als coëfficiënt voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Wel is die elasticiteit dan sterker significant, getuige een t -waarde van $-6,23$. Het is niet duidelijk in hoeverre het schattingsresultaat hier vertekend is door een wederkerige relatie tussen het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de arbeidsproductiviteit. Mogelijk zijn er andere instrumentele variabelen en/of andere schattingsmethodieken (denk aan een simultaan stelsel van vergelijkingen) te kiezen om hier adequater rekening mee te houden.

- *Sterk significant positief effect van binnenlands R&D-kapitaal (coëfficiënten $c(5)$ en $c(7)$)*
- De coëfficiënten $c(5)$ en $c(7)$ geven de invloed van binnenlands R&D-kapitaal weer op de ontwikkeling van de TFP. Coëfficiënt $c(5)$ geeft hierbij een basiseffect weer, waar via coëfficiënt $c(7)$ een effect bijkomt dat afhankelijk is van het aandeel van de hoeveelheid binnenlands R&D-kapitaal in een land in de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal. De wereldwijde voorraad R&D-kapitaal wordt daarbij gerepresenteerd door de voorraad R&D-kapitaal in het

totaal van de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek zijn opgenomen. De gevonden waarden voor deze coëfficiënten (respectievelijk 0,11 en 0,65) en de bijbehorende t -waarden (respectievelijk 5,32 en 5,90) duiden op een sterke invloed van binnenlands R&D-kapitaal. In paragraaf 7.5 wordt getoond dat de hieruit volgende elasticiteiten voor de invloed van binnenlands R&D-kapitaal in de meeste landen aanzienlijk of zelfs veel hoger zijn dan de elasticiteiten voor de invloed van buitenlands R&D-kapitaal (met de invoerquote als interactieterm). Voor Nederland volgt, uitgaande van 2006 als meest recente jaar van de schattingsperiode, dat de elasticiteit voor de invloed van binnenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal 32% hoger is dan de elasticiteit voor de invloed van buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal.

In paragraaf 7.5 wordt verder geanalyseerd dat de elasticiteiten die uit deze coëfficiënten voortvloeien voor de invloed van binnenlands R&D-kapitaal op de TFP, redelijk in lijn zijn met de uitkomsten van het eerdere onderzoek van Coe en Helpman (1995). Een belangrijk verschil met de uitkomsten van Coe en Helpman (1995) is echter wel dat bij de hier gepresenteerde schattingen rekening is gehouden met zowel privaat als publiek R&D-kapitaal, terwijl Coe en Helpman (1995) alleen privaat R&D-kapitaal in beschouwing nemen. De coëfficiënten $c(5)$ en $c(7)$ geven het effect van de totale hoeveelheid binnenlands R&D-kapitaal weer, waarna vervolgens door middel van coëfficiënt $c(6)$ met afzonderlijke gewichten voor privaat en publiek R&D-kapitaal rekening wordt gehouden.

Een ander verschil met het onderzoek van Coe en Helpman (1995) is dat Coe en Helpman (1995) bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal een onderscheid tussen grote landen en middelgrote/kleine landen maken door een G7-dummy op te nemen. Bij de hier gepresenteerde schattingen is in plaats daarvan het aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in het totale R&D-kapitaal in de 20 OECD-landen als interactievariabele opgenomen. Daaruit volgt voor de Verenigde Staten een elasticiteit voor binnenlands R&D-kapitaal die sterk boven die in de andere landen ligt, terwijl deze elasticiteit voor de andere G7-landen slechts beperkt hoger is dan voor kleinere landen zoals Nederland. Dit wijkt af van het beeld dat uit de G7-dummybenadering voortvloeit in het onderzoek van Coe en Helpman (1995), waarbij voor alle G7-landen een sterk hogere elasticiteit voor binnenlands R&D-kapitaal gevonden wordt dan voor de overige (middelgrote/kleine) landen.

- *Sterk significant positief effect van buitenlands R&D-kapitaal met de invoerquote als interactievariabele (coëfficiënt $c(10)$)*

Voor de invloed van buitenlands R&D-kapitaal met de invoerquote als interactieterm is een sterk significante coëfficiënt van 0,15 gevonden, met een t -waarde van 3,47. De invloed van buitenlands R&D-kapitaal dient in samenhang te worden beschouwd met het effect van 'catching-up' (coëfficiënt $c(18)$). Ook in het 'catch-up'-effect komen spillovers van buitenlandse kennis tot uitdrukking. Bij de aanvullende schattingen in de bijlage bij dit hoofdstuk wordt getoond dat het opnemen van 'catch-up'-termen in de vergelijking een neerwaartse invloed heeft op het effect dat gevonden wordt van buitenlands R&D-kapitaal. Buitenlandse R&D-spillovers worden hier deels gemeten via de 'catch-up'-termen, waardoor de directe invloed van buitenlands R&D-kapitaal lager uitkomt.

De invoerquote die als interactieterm is opgenomen bij de voorraad buitenlands R&D-kapi-

taal, representeert de openheid van de economie. De invoerquote hangt echter ook sterk samen met de omvang van de economie, zodat het daadwerkelijke belang van de invoerquote voor het effect van buitenlands R&D-kapitaal niet direct duidelijk is. Hoewel het plausibel is dat er meer geprofiteerd kan worden van buitenlandse kennis naarmate een economie meer open is, houdt het hanteren van de invoerquote als interactieterm ook in dat de bijdrage van buitenlands R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling groter zou worden als de openheid van de economie in de loop der tijd toeneemt. De internationaliseringstrend zou daarmee tot een steeds groter effect van de ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling leiden. Hierop is getoetst door na te gaan in hoeverre de jaarlijkse (één jaar vertraagde) invoerquote als interactieterm bij de ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal beter verklaart dan de gemiddelde (één jaar vertraagde) invoerquote in de schattingsperiode 1970-2006. De jaarlijkse (één jaar vertraagde) invoerquote blijkt duidelijk beter te verklaren. Indien beide interactietermen naast elkaar worden gehanteerd bij een empirische schatting, dan volgt voor de jaarlijkse (één jaar vertraagde) invoerquote een coëfficiënt van 0,15 met een t -waarde van 1,54 en voor de gemiddelde (één jaar vertraagde) invoerquote in de schattingsperiode 1970-2006 een coëfficiënt van 0,02 met een t -waarde van 0,10.

- *Elasticiteit voor invloed van R&D-kapitaal van bedrijven sterker dan voor invloed van publiek R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(6)$)*

Voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven binnen het totale effect van (binnenlands en buitenlands) R&D-kapitaal is een gewicht van 0,60 gevonden. Voor publiek R&D-kapitaal houdt dit een gewicht in van 0,40 (= $1-0,60$). Dit betekent dat R&D-kapitaal van bedrijven met een 1,5 (= $0,60/0,40$) keer zo sterke elasticiteit van invloed zou zijn op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling dan publiek R&D-kapitaal. Dit verschilt van de uitkomsten van de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) en Khan en Luintel (2006), waarin voor publiek R&D-kapitaal een hogere elasticiteit werd gevonden dan voor R&D-kapitaal van bedrijven (zie paragraaf 6.3.1).

Het aanzienlijk grotere gewicht van privaat R&D-kapitaal dat nu gevonden is, lijkt realistisch vanwege het feit dat publieke R&D slechts voor een deel gericht is op wetenschap ten behoeve van technologische ontwikkeling en innovatie bij bedrijven. Met name de natuur- en technische wetenschappen dragen hieraan bij. Andere wetenschappelijke disciplines (bijvoorbeeld taal-, cultuur- en juridische wetenschappen en over het algemeen ook economische wetenschappen) hebben andere maatschappelijke doelen te vervullen dan technologie- en innovatiebevordering bij bedrijven.²²¹ Hier staat evenwel tegenover dat de resultaten van publieke R&D over het algemeen niet worden beschermd en in principe vrij beschikbaar zijn voor gebruik in R&D- en innovatieprocessen bij bedrijven. Daarmee zou publieke R&D uitgevoerd in richtingen die relevant zijn voor technologische ontwikkeling en innovatie bij bedrijven, relatief sterke uitstralingseffecten kunnen hebben op innovatie en daarmee de totale factorproductiviteit bij bedrijven.

²²¹ Zie Donselaar e.a. (2000b) en Van Sinderen (2001) voor een soortgelijke argumentatie bij een vergelijking van de economische effecten van R&D-stimulering bij bedrijven en investeringen in publieke R&D in het MESEMET-model van het Ministerie van Economische Zaken. Redeneringen in dezelfde richting treft men aan bij Sveikauskas (2007) en Fraumeni en Okubo (2005).

Bij de beoordeling van elasticiteiten die de effecten van privaat en publiek R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit weergeven, is het relevant om er rekening mee te houden dat de publieke R&D-uitgaven gemiddeld in de OECD-landen aanzienlijk lager zijn dan de private R&D-uitgaven (zie de tabellen 5.8 en 5.9 in paragraaf 5.6). Gelijke elasticiteiten voor de effecten van publiek en privaat R&D-kapitaal zouden omgerekend per euro aan R&D-uitgaven inhouden dat extra publieke R&D in de meeste OECD-landen gemiddeld genomen een veel groter effect op de arbeidsproductiviteit heeft dan extra private R&D. Bij relatief lage publieke R&D-uitgaven in vergelijking met private R&D-uitgaven wordt 1% extra publiek R&D-kapitaal immers met een minder groot bedrag aan extra R&D-uitgaven bereikt dan 1% extra privaat R&D-kapitaal. Gelijke elasticiteiten voor de effecten van privaat en publiek R&D-kapitaal zouden bij relatief lage publieke R&D-uitgaven een groter marginaal product van publiek R&D-kapitaal inhouden dan van privaat R&D-kapitaal, omdat afnemende meeropbrengsten bij publiek R&D-kapitaal dan minder sterk zijn voortgeschreden dan bij privaat R&D-kapitaal.

In Nederland geldt een fors lagere verhouding tussen private en publieke R&D-uitgaven dan gemiddeld in de OECD het geval is. In 2006 bedroegen de private R&D-uitgaven in Nederland 1,01% van het bruto binnenlands product, terwijl de publieke R&D-uitgaven op 0,87% van het bruto binnenlands product uitkomen. Het aandeel van private R&D-uitgaven in de totale (private en publieke) R&D-uitgaven bedroeg daarmee 54% in Nederland. Dat is ruim beneden het empirisch gevonden gewicht van privaat R&D-kapitaal in het totale effect van (privaat en publiek) R&D-kapitaal van 60%. Interessant is om na te gaan wat de gevonden coëfficiënten voor de effecten van binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal inhouden voor het langetermijneffect van een euro extra R&D op het bruto binnenlands product in Nederland, onder de veronderstelling van een ongewijzigde samenstelling van de publieke R&D-uitgaven qua relevantie voor technologische ontwikkeling en innovatie bij bedrijven. Hieronder wordt dat berekend uitgaande van de private en publieke R&D-uitgaven in 2006. Consistent hiermee worden elasticiteiten voor de effecten van binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit gebruikt die voor Nederland uit de schattingsresultaten volgen voor het jaar 2006. In de tabellen 7.6 en 7.7 in paragraaf 7.5 zijn die elasticiteiten voor het jaar 2006 berekend op 0,07 voor het effect van binnenlands privaat R&D-kapitaal en 0,05 voor het effect van binnenlands publiek R&D-kapitaal. Iets nauwkeuriger uitgedrukt, gebruikmakend van drie decimalen, bedragen die elasticiteiten voor 2006 respectievelijk 0,072 en 0,048.

Hierboven werden voor de private R&D-intensiteit (private R&D-uitgaven als percentage van het bruto binnenlands product) en de publieke R&D-intensiteit (publieke R&D-uitgaven als percentage van het bruto binnenlands product) al waarden van respectievelijk 1,01 en 0,87 genoemd voor Nederland in 2006. Een verhoging van de private R&D-intensiteit met 1%, gelijk aan 0,0101% van het bruto binnenlands product, zou op langere termijn een positief effect op de voorraad privaat R&D-kapitaal hebben van 1% (zie de paragrafen 4.2 en 4.3 in hoofdstuk 4) en daarmee via een elasticiteit van 0,072 voor het effect van binnenlands privaat R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit de TFP met 0,072% (= $0,072 \times 1\%$) positief beïnvloeden. Een verhoging van de publieke R&D-intensiteit met 1%, gelijk aan 0,0087% van het bruto binnenlands product, zou op vergelijkbare wijze op langere termijn een positief effect op de voorraad publiek R&D-kapitaal hebben van 1% en daarmee via een elasticiteit van 0,048 voor het effect van de binnenlandse publiek R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit de TFP met

0,048% (= $0,048 \times 1\%$) positief beïnvloeden. Bij een gegeven inzet van kapitaal en arbeid betekent dit dat een verhoging van de private R&D-intensiteit in euro's uitgedrukt met een multiplier van 7,1 (= $0,072/0,0101$) zou doorwerken in het bruto binnenlands product en dat een verhoging van de publieke R&D-intensiteit met een multiplier van 5,5 (= $0,048/0,0087$) zou doorwerken in het bruto binnenlands product. Daarmee zou een euro extra private R&D gemiddeld genomen 29% sterker doorwerken in het bruto binnenlands product dan een euro extra publieke R&D-uitgaven.

Vervolgens kan rekening worden gehouden met een indirecte doorwerking in de kapitaalarbeidsverhouding conform de neoklassieke groeitheorie. Uitgaande van een gegeven investeringsquote voor fysiek kapitaal, kunnen bovenstaande multipliers dan vermenigvuldigd worden met een factor van ongeveer $1\frac{1}{2}$ om op het langetermijneffect uit te komen (zie paragraaf 2.3.4).²²² Dan volgt voor de private R&D-uitgaven dat per euro extra R&D op langere termijn ongeveer 10,7 euro extra bruto binnenlands product zou worden bereikt en voor de publieke R&D-uitgaven dat per euro extra R&D op langere termijn ongeveer 8,3 euro extra bruto binnenlands product zou worden bereikt.

- *Sterk significant positief effect van 'catching-up' met de R&D-kapitaalintensiteit als interactieterm (coëfficiënt $c(18)$)*

Het 'catch-up'-mechanisme met de R&D-kapitaalintensiteit als interactieterm blijkt met een t -waarde van $-5,68$ een sterk significante invloed uit te oefenen op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Het betreft hier 'catching-up' op basis van patentpositie van een land gemeten op basis van toegekende Amerikaanse patenten. De rol die de R&D-kapitaalintensiteit hierbij speelt als interactieterm bevestigt het belang van het zelf uitvoeren van R&D voor de benutting van buitenlandse technologische kennis.

In Nederland heeft de R&D-kapitaalintensiteit de laatste jaren van de schattingsperiode 12% bedragen. Bij die R&D-kapitaalintensiteit werkt een technologische achterstand van Nederland ten opzichte van de Verenigde Staten, uitgedrukt als logaritmische term, via een factor 0,0048 door in de arbeidsproductiviteitsgroei. Die factor is te berekenen als: $0,04 \times 12/100$, waarbij 0,04 de absolute waarde is van de coëfficiënt die bij de empirische schatting is gevonden. Bij de waarde van 0,34 voor de technologische positie van Nederland ten opzichte van de Verenigde Staten, zoals die in 2006 gold (zie paragraaf B6.2.5 in bijlage B6.2), vertaalt dat zich in een groei-effect op de arbeidsproductiviteit in Nederland van ongeveer 0,5% op jaarbasis (in delta's van natuurlijke logaritmen uitgedrukt: $-0,0048 \times \ln(0,34) = 0,0052$).

- *Sterk significant positief effect van de sectorstructuurvariabele (coëfficiënt $c(20)$)*

De sectorstructuur, gemeten aan de hand van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product en in verhouding geplaatst tot de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit, heeft met een t -waarde van 8,73 een sterk significante invloed op de arbeidsproductiviteit. Dit geeft aan dat de sectorstructuur van belang is voor het benutten van

²²² Een factor van $1\frac{1}{2}$ is consistent met het groeiboekhoudingsgewicht van fysiek kapitaal (berekend als aandeel van bruto kapitaalinkomen in het bruto binnenlands product) dat in Nederland van toepassing was in 2006, te weten 0,33. Als dat groeiboekhoudingsgewicht wordt opgevat als outputelasticiteit van fysiek kapitaal, volgt een factor van $1\frac{1}{2}$ voor de langetermijndoorkwerking in het bruto binnenlands product door de reciproke te berekenen van 1 minus 0,33 (zie paragraaf 2.3.4).

technologische kennis die ontwikkeld wordt met R&D-activiteiten. Er is een elasticiteit van 0,16 gevonden, wat inhoudt dat een 1% groter aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product bij een gegeven hoeveelheid R&D-kapitaal de arbeidsproductiviteit positief beïnvloedt met 0,16%. De sectorstructuur speelt ook een belangrijke rol bij de verklaring van de R&D-uitgaven in hoofdstuk 8.

- *Sterk significant positief effect van de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen (coëfficiënt $c(21)$)*

Voor de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan het volume van de toegevoegde waarde van de totale economie in Noorwegen is een sterk significante coëfficiënt gevonden van 0,93, waarbij een hoge t -waarde van 10,62 geldt. Dat bevestigt een belangrijk effect van de toename van inkomsten uit oliewinning op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Noorwegen. De gehanteerde variabele heeft een directe functie als controlevariabele bij de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Noorwegen. Daarnaast is de variabele van betekenis geweest binnen het ‘catch-up’-mechanisme op basis van de productiviteitspositie van een land. Voor die variant van het ‘catch-up’-mechanisme werd echter geen rol gevonden bij de empirische schattingen.

De gevonden waarde voor de coëfficiënt drukt een semi-elasticiteit uit die aangeeft met hoeveel procent de arbeidsproductiviteit in de totale economie verhoogd wordt bij een toename van de bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in verhouding tot de toegevoegde waarde in de rest van de economie met 1%-punt. De gevonden waarde ligt in beperkte mate beneden de 1, wat weergeeft dat een grotere omvang van de toegevoegde waarde in de delfstoffenwinning ten opzichte van de rest van de economie in bescheiden mate leidt tot een grotere omvang van de werkgelegenheid in de delfstoffenwinning ten opzichte van de rest van de economie.

Met achterliggende data uit de STAN Database van de OECD is berekend dat gemiddeld over de schattingsperiode 1970-2006 de omvang van de toegevoegde waarde in de delfstoffenwinning ten opzichte van de rest van de economie in Noorwegen ruim 19 keer zo groot is geweest als het aantal gewerkte uren in de delfstoffenwinning ten opzichte van de rest van de economie. Dat houdt in dat de arbeidsproductiviteit in de delfstoffenwinning in Noorwegen ruim 19 keer zo hoog is geweest als in de rest van de economie. Die factor liep in de periode 1970-1996 op van ongeveer 15 naar ongeveer 25, waarna sinds 2000 een geleidelijke daling heeft plaatsgevonden tot ongeveer 16 in 2006.

Intermezzo: correctie van productiviteitsniveaus om de technologische positie van landen beter te kunnen benaderen op basis van productiviteitsverhoudingen

Hoewel het ‘catch-up’-mechanisme op basis van de productiviteitspositie van een land bij de empirische schattingen geen bijdrage heeft geleverd aan de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, is het in analytisch opzicht zinvol om te bezien welke technologische afstanden tussen landen resulteren bij het vormgegeven mechanisme. Tabel 7.4 brengt dat in beeld met behulp van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking.

Voor Nederland gold in 2006 dat de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur 1% boven het niveau in de Verenigde Staten lag. Gecorrigeerd voor diverse factoren, waaronder de arbeids-

Tabel 7.4 Arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van Verenigde Staten gecorrigeerd voor diverse factoren, gebruikmakend van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking; 2006

Indexcijfers; Verenigde Staten = 100

	Arbeidsproductiviteitsniveau, 2006 (VS = 100)	Correctie voor:				
		Kapitaal-arbeidsverhouding	Tevens gemiddelde opleidingsduur	Tevens arbeidsparticipatie	Tevens gewerkte uren per werkzame persoon	Tevens bijdrage van delfstoffenwinning in Noorwegen
Australië	76	81	81	82	82	82
België	111	108	114	107	95	95
Canada	81	88	86	88	87	87
Denemarken	88	93	97	100	93	93
Duitsland	93	95	97	97	86	86
Finland	81	86	91	89	87	87
Frankrijk	98	102	109	101	94	94
Ierland	88	85	90	90	93	93
Italië	82	92	101	92	93	93
Japan	73	81	82	84	82	82
Nederland	101	102	104	107	94	94
Nieuw Zeeland	57	67	67	68	67	67
Noorwegen	137	136	137	140	123	93
Oostenrijk	85	88	90	92	89	89
Portugal	45	62	73	74	75	75
Spanje	76	81	91	88	85	85
Verenigde Staten	100	100	100	100	100	100
Verenigd Koninkrijk	82	92	96	95	92	92
Zweden	90	95	98	98	92	92
Zwitserland	86	95	95	100	94	94

Bron: berekeningen op basis van datareeksen gebruikt voor de regressieanalyse en de uitkomsten van schattingsvariant (12) in tabel 7.2b (coëfficiënten c(2), c(3), c(4) en c(21)); het effect van de kapitaal-arbeidsverhouding is bepaald met een gewicht volgens de groeiboekhoudingsmethodiek (GKGB).

participatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon, komt Nederland 6% onder het niveau in de Verenigde Staten uit. De uitkomsten die voor de verschillende landen zijn getoond in tabel 7.4, bevestigen dat de Verenigde Staten als technologische leider kan worden aangemerkt. In alle landen ligt het arbeidsproductiviteitsniveau na de correcties voor de diverse invloeden beneden het niveau in de Verenigde Staten. Noorwegen bevindt zich dan nog op een niveau van 93% ten opzichte van de Verenigde Staten.

Zowel de relatieve bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie als het aantal gewerkte uren per werkzame persoon levert een belangrijke bijdrage bij de correctie van het arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen richting een niveau dat representatief is voor de technologische positie van het land. Een bijdrage van delfstoffenwinning aan de toegevoegde waarde van de totale economie in verhouding tot de toegevoegde waarde in de rest van de economie van 32% in 2006 (tegenover 2% in de Verenigde Staten)

heeft zich hierbij vertaald in een bijdrage aan het arbeidsproductiviteitsniveau in Noorwegen ten opzichte van de Verenigde Staten van 30%, terwijl een lager aantal gewerkte uren per werkzame persoon in Noorwegen hier nog eens 17%(-punt) aan toevoegt.²²³

Opmerkelijk is de positie van Japan in tabel 7.4. Ook gecorrigeerd voor de diverse invloeden blijft Japan qua productiviteit per gewerkt uur sterk achter bij de Verenigde Staten. Bij de technologische positie van landen berekend op basis van toegekende Amerikaanse patenten is Japan juist een van de technologische leiders, op een niveau dat de laatste jaren zelfs nog hoger uitkomt dan het niveau in de Verenigde Staten (zie paragraaf B6.2.5 van bijlage B6.2 bij hoofdstuk 6, met name tabel B6.1).

Een vraagpunt is waarom de op deze wijze gekwantificeerde technologische afstand ten opzichte van de Verenigde Staten empirisch geen bijdrage levert aan de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling via het ‘catching-up’-mechanisme. Een mogelijkheid zou kunnen zijn dat dit ‘catching-up’-mechanisme weinig toevoegt aan het ‘catching-up’-mechanisme dat elders in de vergelijking is gemodelleerd op basis van de patentvoorraadpositie van een land. In dat licht is getoetst hoe het schattingsresultaat eruit komt te zien indien ‘catching-up’ alleen op basis van de productiviteitspositie van een land wordt opgenomen.

Bij vrij geschatte coëfficiënten voor de correctie van de productiviteitspositie van een land voor de in tabel 7.4 opgenomen factoren volgt dan geen significant resultaat voor ‘catching-up’. Indien voor die coëfficiënten de waarden worden gekozen die binnen de empirische voorkeursvergelijking gevonden zijn, dan resulteert in een vergelijking die buiten de ‘catching-up’-termen dezelfde variabelen/mechanismen bevat als de empirische voorkeursvergelijking, een significant effect voor ‘catching-up’ met de R&D-kapitaalintensiteit als interactieterm. Daarvoor wordt in dat geval een coëfficiënt van $-0,08$ gevonden met een t -waarde van $-1,90$. Dat effect heeft een veel minder sterke verklaringskracht dan het sterk significante effect dat gevonden is voor ‘catching-up’ op basis van de patentvoorraadpositie van een land met de R&D-kapitaalintensiteit als interactieterm (met een t -waarde van $-5,68$ binnen de empirische voorkeursvergelijking).

Al met al kan uit het bovenstaande geconcludeerd worden dat ‘catching-up’ op basis van de (gecorrigeerde) productiviteitspositie van een land niet sterk verklarend is voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land. Dat suggereert dat de productiviteitspositie van een land ook na een correctie voor diverse factoren een tamelijk zwakke maatstaf is voor de technologische positie van een land in vergelijking met de patentvoorraadpositie.

- *Significant positief effect van de openheid van de economie (coëfficiënt $c(23)$)*

Ook voor de openheid van de economie geldt dat een significant effect is gevonden. De gevonden elasticiteit bedraagt $0,07$, met een t -waarde van $2,38$. Het resultaat bevestigt dat meer internationale concurrentie bedrijven prikkelt om de productiviteit te verhogen. Ook kan er

²²³ Het effect van de toegevoegde waarde in de delfstoffenwinning is in de periode 1970-1996 gegroeid van 4%-punt tot 36%-punt, waarna het vanaf 2004 is gedaald tot 30%-punt in 2006. Het effect van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon is in de periode 1970-2002 gestaag gegroeid (vanaf een niveau van 0,02%-punt in 1970) en heeft zich daarna op een niveau van 16-17%-punt gestabiliseerd.

een positieve invloed op innovatie uitgaan van de omvang van buitenlandse afzetmarkten. Deze effecten zouden echter ook voor een groot deel kunnen lopen via extra R&D-inspanningen van bedrijven, die binnen de vergelijking al worden gepresenteerd door de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven. In hoofdstuk 8 wordt empirisch bevestigd dat de openheid van de economie een positieve invloed heeft op de R&D-inspanningen van bedrijven. De openheid van de economie heeft bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling verder nog een rol als interactieterm bij de voorraad buitenslands R&D-kapitaal. De daar gebruikte invoerquote representeert echter voor een deel ook de omvang van de economie, vanwege de negatieve relatie die er bestaat tussen de invoerquote en de omvang van de economie. Bij de bespreking van de invloed van buitenslands R&D-kapitaal is daar al aandacht aan geschonken.

- *Significant positief effect van de nettokapitaalinkomensquote (coëfficiënt $c(25)$)*

Binnen de empirische voorkeursvergelijking heeft de nettokapitaalinkomensquote (na aftrek van winstbelasting) een significante coëfficiënt met een positief teken. Het betreft hier een semi-logaritmisch effect met een coëfficiënt van 0,16 en een t -waarde van 2,19. De gevonden coëfficiënt houdt in dat een verhoging van de nettokapitaalinkomensquote met 1%-punt zou leiden tot een 0,16% hogere arbeidsproductiviteit.

Zoals in paragraaf 7.2 is aangegeven, is de nettokapitaalinkomensquote opgenomen met de één jaar vertraagde waarde als instrumentele variabele, omdat sprake kan zijn van een wederkerige relatie tussen de kapitaalinkomensquote en de arbeidsproductiviteit. Wordt de instrumentele variabele niet toegepast, dan bedraagt de gevonden coëfficiënt 0,18, met een t -waarde van 3,19. Dat bij de laatstgenoemde schatting de gevonden coëfficiënt slechts licht hoger is dan bij de schatting zonder de instrumentele variabele, zou aan kunnen geven dat de kapitaalinkomensquote op langere termijn weinig wordt beïnvloed door het niveau van de arbeidsproductiviteit (zodat een wederkerige relatie tussen deze twee variabelen zich op langere termijn niet sterk voordoet). Dat kan verklaard worden uit een doorwerking op langere termijn van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de loonontwikkeling. Die werkt neutraliserend uit op een aanvankelijk positieve invloed van de arbeidsproductiviteit op de kapitaalinkomensquote.

Aanvullend is bezien of een omgekeerd U-vormig verband tussen de nettokapitaalinkomensquote en de arbeidsproductiviteit empirisch wordt bevestigd. Dat is gedaan vanuit de achtergrond dat er een omgekeerd U-vormig verband tussen de mate van concurrentie en de mate van innovatie zou kunnen bestaan, zoals besproken is in paragraaf 6.4.6. De nettokapitaalinkomensquote wordt hierbij beschouwd als een indicator die mede door de mate van concurrentie wordt beïnvloed. Om het mogelijke omgekeerd U-vormige verband te onderzoeken, is aan de lineaire kapitaalinkomensquoteterm zoals die in vergelijking (7.1) voorkomt, te weten $(KIQ - WBQ)/100 - (KIQ_{1969} - WBQ_{1969})/100$, een kwadratische term toegevoegd. Die kwadratische term ziet er als volgt uit: $((KIQ - WBQ)/100)^2 - ((KIQ_{1969} - WBQ_{1969})/100)^2$. Een omgekeerd U-vormig verband tussen de kapitaalinkomensquote en de arbeidsproductiviteit zou worden weergegeven door een positieve coëfficiënt voor de lineaire term in combinatie met een negatieve coëfficiënt voor de kwadratische term. Bij de uitgevoerde (aanvullende) empirische schatting zijn echter coëfficiënten verkregen met hieraan tegengestelde tekens.²²⁴

²²⁴ Voor de lineaire term is een negatieve coëfficiënt van $-0,19$ gevonden met een t -waarde: $-1,72$, voor de kwadratische term een positieve coëfficiënt van $1,47$ met een t -waarde: $3,35$. Bij de empiri-

Daarmee kan geconcludeerd worden dat een omgekeerd U-vormig verband tussen de kapitaal-inkomensquote en de arbeidsproductiviteit hier niet empirisch wordt ondersteund.

- *Sterk significant positief effect van de stand van de conjunctuur (coëfficiënten $c(27)$ en $c(28)$)*

De invloed van de conjunctuur op de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit blijkt sterk significant te zijn met een t -waarde van 3,98. Het betreft hier een effect dat zich op korte termijn voordoet bij fluctuaties van de bruto toegevoegde waarde rondom een trendmatige ontwikkeling. Die worden bij de uitgevoerde schattingen gerepresenteerd door de ontwikkeling van de werkgelegenheid (in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking) ten opzichte van de trendmatige waarde ervan (zie paragraaf 6.4.9 voor een toelichting). Deze kortetermijnfluctuaties in de economische activiteit werken volgens het schattingsresultaat sterk door in de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. Een toename van de werkgelegenheid ten opzichte van de trendmatige waarde in het lopende en het daaropvolgende jaar duidt op een verbetering van de conjunctuur en werkt volgens het gevonden resultaat met een elasticiteit van 0,69 door in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De werkgelegenheid in het lopende jaar heeft daarbij een gewicht van 0,51 (coëfficiënt $c(28)$), wat voor de werkgelegenheid in het daaropvolgende jaar een gewicht impliceert van 0,49.

Indien als meer directe conjunctuurvariabele het volume van het bruto binnenlands product in verhouding tot de trendmatige waarde wordt gehanteerd, wordt een elasticiteit van 0,63 gevonden met een nog aanzienlijk hogere t -waarde van 7,16. Deze elasticiteit geeft een directer beeld van de invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling dan de hierboven genoemde coëfficiënten voor de conjunctuurterm op basis van de werkgelegenheidsontwikkeling. Zoals in paragraaf 6.4.9 al is besproken, is bij deze schatting echter een nadeel dat de autocorrelatie in de residuen vrij sterk wordt verhoogd. De Durbin-Watson-coëfficiënt komt dan namelijk uit op 0,15 in plaats van 0,27. In paragraaf 6.4.9 is als mogelijke verklaring hiervoor genoemd dat sprake kan zijn van een wederkerig verband tussen de TFP-ontwikkeling en de conjuncturele ontwikkeling. De verhoogde autocorrelatie is aanleiding geweest om een alternatieve conjunctuurindicator te formuleren op basis van de ontwikkeling van de werkgelegenheid in plaats van de bruto toegevoegde waarde.

Binnen de hier geschatte langetermijnevenwichtsrelatie voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling heeft de conjunctuurvariabele geen belangrijke rol voor een zuivere schatting van de coëfficiënten voor de andere variabelen/mechanismen in de vergelijking. Het is een variabele met een kortetermijnkarakter waarvan de waarden per definitie stationair rondom de 1 bewegen.²²⁵ Voor het verkrijgen van inzicht in het effect van de conjunctuur op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling is het echter van waarde om bij deze schatting ook rekening te houden

sche schatting zijn de één jaar vertraagde waarden van de lineaire en de kwadratische term als instrumenten gehanteerd.

²²⁵ Indien schattingsvariant (12) uit tabel 7.2b als uitgangspunt wordt genomen en daarbij de invloed van de conjunctuurterm buiten de schatting wordt gelaten, worden als waarden voor de coëfficiënten verkregen (met tussen haakjes de t -waarden): $c(1)$: 0,04 (2,62); $c(2)$: 0,40 (4,32); $c(3)$: -0,38 (-5,39); $c(4)$: -0,50 (-5,12); $c(5)$: 0,12 (5,18); $c(6)$: 0,57 (3,76); $c(7)$: 0,64 (5,92); $c(10)$: 0,15 (3,29); $c(18)$: -0,04 (-5,77); $c(20)$: 0,17 (8,82); $c(21)$: 0,93 (10,43); $c(23)$: 0,07 (2,45); $c(25)$: 0,17 (2,44); $c(29)$: 0,03 (1,99). De R^2 bedraagt daarbij 0,9870 en de Durbin-Watson-coëfficiënt 0,28.

met de conjunctuur. Om die reden is een conjunctuurterm opgenomen in de geschatte langetermijnevenwichtsrelatie.

Niettemin kan men zich afvragen of een conjunctuurterm voor de korte termijn wel past binnen een langetermijnevenwichtsrelatie die tot doel heeft om langetermijnvloeden goed in beeld te brengen. In paragraaf 7.6 zal een alternatieve benadering worden gevolgd door een kortetermijneffect van de conjunctuur te schatten binnen een dynamische (foutencorrectie) specificatie voor de korte termijn. Daarbij wordt de invloed van de (logaritmische) verandering van de conjunctuur op de (logaritmische) verandering van de arbeidsproductiviteit geschat. Die schatting dient als robuustheidstest voor het effect van de conjuncturele ontwikkeling op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Nagegaan zal worden in hoeverre het gevonden effect van de conjunctuur binnen de dynamische specificatie voor de korte termijn overeenkomt met het gevonden effect bij de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie. Hier wordt al vermeld dat het gevonden effect binnen de dynamische specificatie slechts beperkt afwijkt van het gevonden effect binnen de langetermijnevenwichtsrelatie.

- *Significant positief effect van de dummy voor West-Duitsland (coëfficiënt $c(29)$)*

Hoewel bij de verklarende variabelen en de te verklaren variabele vanaf 1991 is uitgegaan van data betrekking hebbend op het herenigde Duitsland en voor de jaren tot en met 1990 van data betrekking hebbend op West-Duitsland, heeft de dummy voor West-Duitsland met een t -waarde van 2,14 een significant positief effect.²²⁶ Dat suggereert dat het voormalige Oost-Duitsland minder efficiënt is in het genereren van toegevoegde waarde dan het voormalige West-Duitsland, ook nadat gecontroleerd is voor onder andere de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid en de hoeveelheid (privaat en publiek) R&D-kapitaal. Het effect van de dummy is semi-logaritmisch te interpreteren. De gevonden coëfficiënt van 0,03 duidt op een dummy-effect van 3% op de arbeidsproductiviteit in West-Duitsland over de jaren tot en met 1990.

Vrije schatting van het effect van de kapitaalarbeidsverhouding

Empirisch is getoetst in hoeverre het groeiboekhoudingsgewicht *GKGB* dat binnen de empirisch geschatte vergelijking (7.1) is gehanteerd als variabele coëfficiënt voor de kapitaalarbeidsverhouding, empirisch wordt ondersteund. Dat is gedaan binnen de hierboven besproken empirische voorkeursvergelijking (schattingsvariant (12) in tabel 7.2b). Het plaatsen van een vrij te schatten coëfficiënt voor de gehanteerde kapitaalarbeidsverhoudingsterm $GKGB \times \ln(KL_{ind})$ levert een waarde van 0,95 op voor die coëfficiënt. De standaardfout daarbij bedraagt 0,19, wat inhoudt dat de waarde van de coëfficiënt niet significant afwijkt van de waarde van 1 waar bij de schattingen in de tabellen 7.2a en 7.2b impliciet van uit is gegaan. De t -waarde bij een toets op een significante afwijking van de waarde 1 van deze coëfficiënt bedraagt $-0,28 (= (0,948-1)/0,189)$.

Ter vergelijking is een schatting uitgevoerd waarbij de elasticiteit voor de invloed van de ka-

²²⁶ Hierbij kan worden opgemerkt dat via vertragingen (bijvoorbeeld bij de berekening van R&D-kapitaal en bij variabelen die met een jaar vertraging zijn opgenomen) data die betrekking hebben op West-Duitsland in de periode tot en met 1990 nog enige doorwerking hebben bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in het herenigde Duitsland vanaf 1991. De dummy voor West-Duitsland heeft mede als rol om voor deze (geringe) statistische oneffenheid te corrigeren.

pitaalarbeidsverhouding als een vaste waarde is geschat, conform een Cobb-Douglas-productiefunctie. Dan volgt een waarde van 0,30 voor die elasticiteit. Die waarde ligt dicht bij de gemiddelde waarde van het aandeel van brutokapitaalinkomen in de bruto toegevoegde waarde van de totale economie binnen de empirische schattingen. Voor de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek zijn opgenomen, is over de schattingsperiode 1970-2006 namelijk een gemiddelde waarde van 0,28 te berekenen voor dat aandeel.

De *t*-waarden van de gevonden coëfficiënten bij de twee hier genoemde schattingen verschillen nauwelijks van elkaar. Bij de eerstgenoemde schatting bedraagt die 5,01, bij de laatstgenoemde schatting 5,00. Dat betekent dat de verklaringskracht van de kapitaalarbeidsverhouding bij de twee schattingen ongeveer gelijk is. Conceptueel kan op grond van empirisch onderzoek op het terrein van productiefuncties echter de voorkeur worden gegeven aan een variabele elasticiteit conform de groeiboekhoudingsbenadering. Een vaste elasticiteit voor de kapitaalarbeidsverhouding (conform Cobb-Douglas-productiefuncties) is van toepassing bij een substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid van 1. In paragraaf 2.2.6 is aangegeven dat veel empirisch onderzoek erop wijst dat de substitutie-elasticiteit tussen kapitaal en arbeid aanzienlijk lager is dan 1.

7.5 Uit de empirische voorkeursvergelijking resulterende elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal

In het onderstaande worden de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal gekwantificeerd die volgen uit het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking (schattingsvariant (12) in tabel 7.2b). Deze worden berekend door enkele gevonden coëfficiënten te combineren en in verbinding te brengen met de feitelijke waarden van de interactievariabelen die hierbij een rol spelen. Er wordt een onderscheid gemaakt tussen de elasticiteiten voor R&D-kapitaal van bedrijven en de elasticiteiten voor publiek R&D-kapitaal door het gewicht van 0,60 toe te passen dat bij schattingsvariant (12) is gevonden voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven binnen het totale effect van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal.

De resulterende elasticiteiten worden vergeleken met de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal die volgen uit het onderzoek van Coe en Helpman (1995). Deze vergelijking wordt gemaakt omdat het onderzoek van Coe en Helpman (1995) een toonaangevende rol speelt in de literatuur, met name wat betreft de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal op de TFP in afhankelijkheid van de omvang en de openheid van een economie. Verder is de modellering van R&D in de geschatte vergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in dit onderzoek voor een belangrijk deel gebaseerd op het onderzoek van Coe en Helpman (1995). Dat maakt een redelijk goede vergelijking met de uitkomsten van Coe en Helpman (1995) mogelijk.

Uitkomsten van Coe en Helpman (1995)

Zoals in paragraaf 6.3.1 is besproken, gaan Coe en Helpman (1995) in de hoofdtekst van hun artikel uit van een afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal van 5%, terwijl in een appendix schattingsresultaten worden getoond bij een afschrijvingsvoet van 15%. Een afschrijvingsvoet van 15% is meer gangbaar in de literatuur en is in dit onderzoek als uitgangspunt genomen bij

de bepaling van de lineaire afschrijvingsparameter waarmee de afschrijvingen op R&D-kapitaal in een bepaald land afhankelijk zijn gemaakt van de wereldwijde R&D-inspanningen. Het kiezen van een afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal van 15% in plaats van 5% leidt er in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) toe dat een sterker effect wordt gevonden van binnenlands R&D-kapitaal en een minder sterk effect van buitenlands R&D-kapitaal. De elasticiteit voor buitenlands R&D-kapitaal, voorvermenigvuldigd met de één jaar vertraagde (nominale) invoerquote, komt bij een afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal van 15% uit op 0,20, terwijl deze bij een afschrijvingsvoet van 5% op 0,29 wordt geschat. Voor binnenlands R&D-kapitaal wordt bij een afschrijvingsvoet van 15% voor de niet-G7-landen een elasticiteit van 0,11 gevonden en voor de G7-landen een elasticiteit van 0,25. Bij een afschrijvingsvoet van 5% worden elasticiteiten voor binnenlands R&D-kapitaal gevonden van respectievelijk 0,08 (niet-G7-landen) en 0,23 (G7-landen).

In tabel 7.5 zijn de resulterende elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal weergegeven voor de jaren 1971 en 1990 als eerste en laatste jaar van de schattingsperiode van Coe en Helpman (1995). De gepresenteerde elasticiteiten hebben betrekking op binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven. Publiek R&D-kapitaal wordt in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) buiten beschouwing gelaten. Als algemeen beeld laat de tabel zien is dat de elasticiteiten voor binnenlands R&D-kapitaal in de G7-landen (Canada, Duitsland, Frankrijk, Italië, Japan, de Verenigde Staten en het Verenigd Koninkrijk) veel hoger zijn dan in de niet-G7-landen en dat de elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal sterk positief afhankelijk zijn van de invoerquote van een land en daarmee sterk negatief gecorreleerd zijn met de omvang van een land. Ook blijkt dat de optelsom van de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in de G7-landen over het algemeen veel hoger is dan in de niet-G7-landen (een uitzondering geldt voor België). Daarmee zou sprake zijn van een omvangrijk schaafeffect bij de totale invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Grotere landen zouden bij de hier gepresenteerde elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in veel sterkere mate kunnen profiteren van de (trendmatige) groei van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal dan kleinere landen.

Coe en Helpman (1995) gaan niet nader op dit punt in, maar in een voetnoot (voetnoot 10) geven zij een mogelijke verklaring. Zoals in paragraaf 6.3.1 al vermeld is, wijzen zij daar op de te benutten complementariteiten als R&D op een groter aantal gebieden plaatsvindt in eigen land. Grotere landen zouden hier een voordeel kunnen hebben als spillovers binnen landsgrenzen sterker zijn dan internationaal over de landsgrenzen heen:

“The larger impact of domestic R&D on total factor productivity may reflect the fact that large countries perform R&D across a broader range of possible R&D activities, thereby better exploiting available complementarities. This is more likely the slower or the less perfectly R&D results spillover to foreign countries.”

Landsgrenzen, die in samenhang beschouwd kunnen worden met nationale culturen en bijvoorbeeld de gemeenschappelijkheid van een taal, zouden dus een belangrijke invloed kunnen hebben op de spillovers van R&D en daarmee op het totaaleffect van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land.

Tabel 7.5 Elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven volgens de uitkomsten van Coe en Helpman (1995)

	Afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal: 15%				Afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal: 5%			
	Binnenlands R&D-kapitaal bedrijven		Buitenlands R&D-kapitaal bedrijven		Binnenlands R&D-kapitaal bedrijven		Buitenlands R&D-kapitaal bedrijven	
	1971	1990	1971	1990	1971	1990	1971	1990
Australië	0,11	0,11	0,03	0,04	0,08	0,08	0,04	0,05
België	0,11	0,11	0,09	0,17	0,08	0,08	0,13	0,26
Canada	0,25	0,25	0,04	0,05	0,23	0,23	0,06	0,07
Denemarken	0,11	0,11	0,06	0,06	0,08	0,08	0,09	0,09
Duitsland	0,25	0,25	0,04	0,05	0,23	0,23	0,06	0,08
Finland	0,11	0,11	0,05	0,05	0,08	0,08	0,08	0,07
Frankrijk	0,25	0,25	0,03	0,04	0,23	0,23	0,04	0,07
Ierland	0,11	0,11	0,08	0,11	0,08	0,08	0,12	0,16
Italië	0,25	0,25	0,03	0,04	0,23	0,23	0,05	0,06
Japan	0,25	0,25	0,02	0,02	0,23	0,23	0,03	0,03
Nederland	0,11	0,11	0,09	0,11	0,08	0,08	0,13	0,16
Nieuw Zeeland	0,11	0,11	0,05	0,04	0,08	0,08	0,07	0,07
Noorwegen	0,11	0,11	0,09	0,07	0,08	0,08	0,13	0,11
Oostenrijk	0,11	0,11	0,06	0,08	0,08	0,08	0,09	0,11
Portugal	0,11	0,11	0,07	0,09	0,08	0,08	0,10	0,13
Spanje	0,11	0,11	0,03	0,04	0,08	0,08	0,04	0,06
Verenigde Staten	0,25	0,25	0,01	0,02	0,23	0,23	0,02	0,03
Verenigd Koninkrijk	0,25	0,25	0,04	0,05	0,23	0,23	0,06	0,08
Zweden	0,11	0,11	0,04	0,06	0,08	0,08	0,07	0,09
Zwitserland	0,11	0,11	0,08	0,08	0,08	0,08	0,11	0,11

Bron: samengesteld op basis van tabel 3, tabel A.6 en tabel B.1 van Coe en Helpman (1995).

Elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in dit onderzoek

In tabel 7.6 zijn de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven weergegeven zoals die volgen uit het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in de vorige paragraaf (schattingsvariant (12) in tabel 7.2b). Hierbij wordt uitgegaan van elasticiteiten voor het één jaar vertraagde R&D-kapitaal, omdat bij de empirische schattingen rekening is gehouden met een vertraging van één jaar bij de invloed van R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteit.²²⁷ Tabel 7.7 presenteert vervolgens de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands *publiek* R&D-kapitaal. Deze staan in een directe verhouding tot de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven. Tegenover het (eerdergenoemde) gewicht van 0,60 voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven binnen het totale effect van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal staat namelijk een gewicht van 0,40

²²⁷ Dat komt overeen met de benadering van Coe en Helpman (1995), die uitgaan van de voorraad R&D-kapitaal aan het begin van een periode. Zij hanteren daarbij een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal waarin de voorraad R&D-kapitaal in jaar t gelijk is aan de voor afschrijvingen gecorrigeerde voorraad R&D-kapitaal in jaar $t-1$ plus de (reële) R&D-uitgaven in jaar $t-1$. Bij de schattingen in de tabellen 7.2a en 7.2b is de voorraad R&D-kapitaal in jaar t berekend als de voor afschrijvingen gecorrigeerde voorraad R&D-kapitaal in jaar $t-1$ plus de (reële) R&D-uitgaven in jaar t .

Tabel 7.6 Elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven (één jaar vertraagd) volgens schattingsvariant (12) in tabel 7.2b

	Binnenlands R&D-kapitaal bedrijven				Buitenlands R&D-kapitaal bedrijven			
	1970	1990	2000	2006	1970	1990	2000	2006
Australië	0,07	0,07	0,07	0,07	0,01	0,01	0,01	0,02
België	0,07	0,07	0,07	0,07	0,04	0,05	0,07	0,07
Canada	0,07	0,07	0,08	0,08	0,02	0,02	0,03	0,03
Denemarken	0,07	0,07	0,07	0,07	0,01	0,02	0,03	0,04
Duitsland	0,10	0,10	0,10	0,10	0,01	0,02	0,03	0,03
Finland	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,02	0,03	0,03
Frankrijk	0,10	0,09	0,09	0,09	0,01	0,01	0,02	0,02
Ierland	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,04	0,06	0,06
Italië	0,08	0,08	0,08	0,08	0,01	0,02	0,02	0,02
Japan	0,11	0,14	0,14	0,14	0,01	0,01	0,01	0,01
Nederland	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,03	0,05	0,05
Nieuw Zeeland	0,07	0,07	0,07	0,07	0,01	0,02	0,02	0,03
Noorwegen	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,02	0,02	0,03
Oostenrijk	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,03	0,04	0,04
Portugal	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,02	0,03	0,03
Spanje	0,07	0,07	0,07	0,07	0,01	0,01	0,02	0,03
Verenigde Staten	0,26	0,24	0,24	0,24	0,005	0,01	0,01	0,01
Verenigd Koninkrijk	0,10	0,09	0,09	0,09	0,01	0,02	0,02	0,03
Zweden	0,07	0,07	0,07	0,07	0,02	0,03	0,03	0,04
Zwitserland	0,07	0,07	0,07	0,07	0,01	0,03	0,03	0,04

Bron: berekeningen op basis van datareeksen gebruikt voor de regressieanalyse (variabelen *RDKTOBI_ADWE* en *IQ*) en de uitkomsten van schattingsvariant (12) in tabel 7.2b (coëfficiënten c(5), c(6), c(7) en c(10)).

(= 1–0,60) voor het relatieve belang van publiek R&D-kapitaal. Dat betekent dat de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal gelijk zijn aan 67% (= $100 \times 0,40/0,60$) van de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven.

Het is denkbaar dat de verhouding tussen het belang van R&D-kapitaal van bedrijven en het belang van publiek R&D-kapitaal bij buitenlands R&D-kapitaal anders is dan bij binnenlands R&D-kapitaal. Dit valt empirisch echter niet goed vast te stellen op basis van de in de vorige paragraaf geschatte vergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Dit blijkt als de empirische voorkeursvergelijking licht wordt aangepast door het gewicht voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven afzonderlijk te schatten bij het binnenlandse en het buitenlandse R&D-kapitaal. Dan wordt bij het binnenlandse R&D-kapitaal voor dit gewicht een coëfficiënt gevonden van 0,66 met een *t*-waarde van 3,52. Bij buitenlands R&D-kapitaal wordt voor dat gewicht een coëfficiënt gevonden van –0,35 met een standaardfout van 0,61. Dat betekent dat het gewicht voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven bij het buitenlandse R&D-kapitaal niet significant afwijkt van 0,00, maar tegelijkertijd niet significant verschilt van het gewicht dat voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven gevonden wordt bij het binnenlandse R&D-kapitaal. Daarnaast is implausibel te achten dat bij het buitenlandse R&D-kapitaal alleen publiek R&D-kapitaal relevant zou zijn. Daarmee biedt

Tabel 7.7 Elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal (één jaar vertraagd) volgens schattingsvariant (12) in tabel 7.2b*

	Binnenlands publiek R&D-kapitaal				Buitenlands publiek R&D-kapitaal			
	1970	1990	2000	2006	1970	1990	2000	2006
Australië	0,05	0,05	0,05	0,05	0,01	0,01	0,01	0,01
België	0,05	0,05	0,05	0,05	0,03	0,04	0,04	0,05
Canada	0,05	0,05	0,05	0,05	0,01	0,01	0,02	0,02
Denemarken	0,04	0,05	0,05	0,05	0,01	0,02	0,02	0,03
Duitsland	0,07	0,07	0,07	0,07	0,01	0,01	0,02	0,02
Finland	0,04	0,05	0,05	0,05	0,01	0,01	0,02	0,02
Frankrijk	0,07	0,06	0,06	0,06	0,01	0,01	0,01	0,02
Ierland	0,04	0,04	0,04	0,04	0,02	0,02	0,04	0,04
Italië	0,05	0,05	0,05	0,05	0,01	0,01	0,02	0,02
Japan	0,08	0,09	0,09	0,09	0,003	0,01	0,01	0,01
Nederland	0,05	0,05	0,05	0,05	0,02	0,02	0,03	0,04
Nieuw Zeeland	0,04	0,04	0,04	0,04	0,01	0,01	0,02	0,02
Noorwegen	0,04	0,05	0,05	0,05	0,01	0,01	0,02	0,02
Oostenrijk	0,04	0,05	0,05	0,05	0,01	0,02	0,02	0,03
Portugal	0,04	0,04	0,04	0,04	0,01	0,01	0,02	0,02
Spanje	0,04	0,05	0,05	0,05	0,004	0,01	0,02	0,02
Verenigde Staten	0,17	0,16	0,16	0,16	0,003	0,005	0,01	0,01
Verenigd Koninkrijk	0,07	0,06	0,06	0,06	0,01	0,01	0,02	0,02
Zweden	0,05	0,05	0,05	0,05	0,01	0,02	0,02	0,02
Zwitserland	0,05	0,05	0,05	0,05	0,01	0,02	0,02	0,03

* De in deze tabel gepresenteerde elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal zijn, afgezien van afrondingsverschillen, gelijk aan 0,67 maal de in tabel 7.6 gepresenteerde elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven.

Bron: zie tabel 7.6.

de empirische schatting te weinig grondslag voor het bepalen van een afzonderlijke waarde voor het relatieve belang van R&D-kapitaal van bedrijven bij het buitenlandse R&D-kapitaal.

De elasticiteiten voor binnenlands R&D-kapitaal in de tabellen 7.6 en 7.7 zijn de optelsom van een rechtstreeks basiseffect van binnenlands R&D-kapitaal en een additioneel effect dat afhankelijk is van het aandeel van het binnenlandse R&D-kapitaal in het totaal van de 20 OECD-landen die in dit onderzoek zijn opgenomen. Voor dit additionele effect is een significante coëfficiënt van 0,65 gevonden in schattingsvariant (12) van tabel 7.2b. Bij de elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal is alleen een interactie-effect van de invoerquote van toepassing. Het combineren van diverse coëfficiënten uit schattingsvariant (12) met de feitelijke waarden van de invoerquote (bij buitenlands R&D-kapitaal) en het aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in het totaal van de 20 OECD-landen (bij binnenlands R&D-kapitaal) levert de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven en publiek R&D-kapitaal op die zijn weergegeven in de tabellen 7.6 en 7.7.

Zoals in paragraaf 6.3.1 is besproken (en nader is toegelicht in paragraaf B6.2.6 van bijlage B6.2), is de invoerquote als interactievariabele bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal hierbij uitgedrukt op basis van volumebedragen, terwijl Coe en Helpman (1995) uitgaan van

de invoerquote op basis van nominale bedragen. Aangezien de invoerquote op basis van volumebedragen in de loop der tijd sterk is gestegen ten opzichte van de invoerquote op basis van nominale bedragen, leidt dat tot een sterkere ontwikkeling van de elasticiteiten voor binnenlands R&D-kapitaal dan in het onderzoek van Coe en Helpman (1995) het geval is.

Vergelijking met de uitkomsten van het onderzoek van Coe en Helpman (1995)

De elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven in tabel 7.6 vergeleken met die uit het onderzoek van Coe en Helpman (1995) in tabel 7.5, blijkt dat deze hier redelijk goed bij aansluiten, maar dat er wel duidelijke verschillen zijn. Het meest relevant is een vergelijking met de elasticiteiten die uit het onderzoek van Coe en Helpman (1995) volgen bij een afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van 15%. De elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven komen in het onderzoek van Coe en Helpman dan over het algemeen aanzienlijk hoger uit dan bij de schattingen in dit onderzoek.

> Elasticiteiten voor binnenlands R&D-kapitaal

Zo blijkt de elasticiteit voor binnenlands *privaat* R&D-kapitaal in Nederland volgens de resultaten van dit onderzoek 0,07 te bedragen, terwijl Coe en Helpman bij een afschrijvingsvoet van 15% op R&D-kapitaal een waarde vinden van 0,11. Wordt hier echter de gevonden elasticiteit voor binnenlands *publiek* R&D-kapitaal bijgeteld, dan komt de schatting voor Nederland met een waarde van 0,12 iets hoger uit dan die van Coe en Helpman (1995). Grotere verschillen met de uitkomsten van Coe en Helpman (1995) gelden voor de G7-landen. Coe en Helpman (1995) hebben voor alle G7-landen een elasticiteit van gelijke waarde (0,25) geschat, terwijl in dit onderzoek de elasticiteit afhankelijk is gemaakt van het aandeel van de R&D-uitgaven van een land in het totaal van de 20 OECD-landen. Dat leidt tot een differentiatie die ertoe leidt dat de elasticiteit voor de Verenigde Staten aanzienlijk hoger wordt geschat dan voor bijvoorbeeld Duitsland. Voor binnenlands *privaat* R&D-kapitaal wordt dan voor de Verenigde Staten een elasticiteit van 0,24 verkregen (uitgaande van 2006), terwijl die voor Duitsland 0,10 is. Het hierbij optellen van gevonden elasticiteiten voor binnenlands *publiek* R&D-kapitaal resulteert in waarden van respectievelijk 0,40 en 0,17 voor de Verenigde Staten en Duitsland. De eerste waarde ligt sterk boven de elasticiteit van 0,25 die Coe en Helpman (1995) hebben gevonden als elasticiteit voor *privaat* R&D-kapitaal in de G7-landen, terwijl de tweede waarde hier sterk onder blijft.

> Elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal

Voor 1990 als meest recente jaar uit de empirische analyse van Coe en Helpman (1995) geldt dat de resulterende elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven in dit onderzoek gemiddeld over de verschillende landen 65% lager zijn dan volgens de uitkomsten van Coe en Helpman (1995) bij een afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal van 15%. Als hier de resulterende elasticiteiten voor buitenlands *publiek* R&D-kapitaal worden bijgeteld, dan blijft nog een aanzienlijk (negatief) verschil van gemiddeld 42% over. Van belang hierbij is echter dat Coe en Helpman (1995) geen rekening hebben gehouden met een 'catch-up'-mechanisme. Bij de aanvullende schattingen in bijlage B7 bij dit hoofdstuk blijkt dat de geschatte coëfficiënt voor het effect van buitenlands R&D-kapitaal ongeveer 1,5 keer zo hoog uitkomt als het 'catch-up'-mechanisme niet in de vergelijking wordt opgenomen. Als hiervoor wordt gecorrigeerd door de elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal volgens het onderzoek van Coe en Helpman (1995) door 1,5 te delen, dan blijven de elasticiteiten volgens het huidige onderzoek

gemiddeld nog 12% achter bij de elasticiteiten volgens het onderzoek van Coe en Helpman (1995).²²⁸

Relevant is om ook een vergelijking te maken voor 2006 als meest recente jaar van de empirische analyse in dit hoofdstuk. De reden hiervoor is dat de één jaar vertraagde invoerquote op basis van volumebedragen sinds 1990 in de meeste landen veel sterker is gestegen dan de één jaar vertraagde invoerquote op basis van nominale bedragen. In tabel 7.5 zijn geen elasticiteiten voor 2006 gepresenteerd op basis van het onderzoek van Coe en Helpman (1990), om de berekeningen voor de nominale invoerquote als interactieterm geheel consistent met de empirische uitkomsten van Coe en Helpman (1995) uit te kunnen voeren met data die destijds door Coe en Helpman (2005) zijn gebruikt bij de empirische schattingen. Nu zal hiervan worden afgeweken door de één jaar vertraagde nominale invoerquote voor het jaar 2006 te kwantificeren met (tegenwoordige) data. Net als bij de kwantificering van de invoerquote op basis van volumebedragen worden hiervoor data gebruikt uit de Economic Outlook Database van de OECD.

Voor 2006 geldt dat de één jaar vertraagde nominale invoerquote en de één jaar vertraagde invoerquote op basis van volumebedragen samenvallen, omdat bij de berekening van volumes als basisjaar voor de prijzen is uitgegaan van 2005. Dat heeft als implicatie dat de elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal die uit de twee analyses volgen voor 2006, voor alle landen in een gelijke verhouding tot elkaar staan. De elasticiteiten voor privaat buitenlands R&D-kapitaal die uit het huidige onderzoek volgen voor 2006, blijven in alle landen 54% achter bij de elasticiteiten die op basis van het onderzoek van Coe en Helpman (1995) te berekenen zijn. Worden hier de in het huidige onderzoek gevonden elasticiteiten voor buitenlands publiek R&D-kapitaal bij opgeteld, dan is nog sprake van een negatief verschil van 24%. Als vervolgens via de eerdergenoemde factor 1,5 een correctie wordt aangebracht voor het buiten beschouwing blijven van ‘catching-up’ in de schattingen van Coe en Helpman (1995), dan komen de gevonden elasticiteiten voor buitenlands R&D-kapitaal in het huidige onderzoek 14% hoger uit dan de elasticiteiten die op basis van het onderzoek van Coe en Helpman (1995) te berekenen zijn.

> *Optelsom van de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal, in samenhang beschouwd met ‘catching-up’*

Opmerkelijk is dat de optelsom van de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal van bedrijven bij de Verenigde Staten 0,11-0,16 punten hoger ligt dan bij de andere landen, inclusief de overige G7-landen. In tegenstelling tot het beeld dat bij de uitkomsten van Coe en Helpman (1995) werd verkregen, geldt nu alleen voor de Verenigde Staten dat een

²²⁸ Hierbij kan ook worden betrokken dat het gewicht van R&D-kapitaal van bedrijven binnen het totale effect van R&D-kapitaal in dat geval op de maximale waarde van 1,00 uitkomt in plaats van 0,60 bij de schatting zonder ‘catch-up’-mechanisme. Dat impliceert dat bij de schatting zonder ‘catch-up’-mechanisme niet langer een invloed van publiek R&D-kapitaal gevonden wordt, waarmee de schatting dichter bij die van Coe en Helpman (1995) komt te liggen. Ook alleen voor privaat R&D-kapitaal geldt dan dat gecorrigeerd voor de invloed van ‘catching-up’ uit het huidige onderzoek elasticiteiten volgen die gemiddeld genomen 12% achterblijven bij de resultaten van het onderzoek van Coe en Helpman (1995). Aangezien het realistischer kan worden geacht dat ook sprake is van een invloed van publiek R&D-kapitaal, laten we dit hier verder buiten beschouwing.

sterk schaafeffect wordt gevonden bij het totaaleffect van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal. Het additionele effect van het aandeel van de voorraad binnenlands R&D-kapitaal in het totaal van het R&D-kapitaal van de 20 OECD-landen blijkt voor de Verenigde Staten hoog uit te komen, maar is voor de andere G7-landen vrij beperkt. Dit wordt verklaard uit het feit dat ongeveer 45% van de totale R&D in de 20 OECD-landen plaatsvindt in de Verenigde Staten, terwijl dit aandeel in de andere G7-landen varieert van ongeveer 3% in Canada en Italië tot ongeveer 18% in Japan (uitgaande van cijfers over 2006). Tegenover het omvangrijke schaafeffect bij de Verenigde Staten staat de afwezigheid van een ‘catch-up’-effect, omdat de Verenigde Staten bij de modellering van het ‘catch-up’-mechanisme als technologische leider is beschouwd.²²⁹ Dat verklaart dat de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten gedurende een groot deel van de schattingsperiode 1970-2006 gematigd is geweest in vergelijking met andere (technologisch volgende) landen. Sinds het midden van de jaren negentig is de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten wel relatief hoog geweest, waarvoor als verklaring kan worden gegeven dat de Verenigde Staten sterk wist te profiteren van ontwikkelingen op het gebied van ICT (zie hiervoor verder de paragrafen 5.2.1 en 5.3).

In het onderzoek van Donselaar en Segers (2006) is geanalyseerd hoe het technologisch leiderschap van de Verenigde Staten verklaard zou kunnen worden. In dat onderzoek werd bij een empirische verklaring van het aantal toegekende Amerikaanse patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking gevonden dat dit in sterke mate in verband kan worden gebracht met een schaafeffect. De grote omvang van de economie van de Verenigde Staten lijkt een sterk positieve invloed uit te oefenen op de innovatiekracht van de Verenigde Staten, waarmee het technologisch leiderschap van de Verenigde Staten verklaard kan worden.²³⁰ Het gevonden schaafeffect bij de verklaring van het aantal toegekende Amerikaanse patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking kan net als de hoge elasticiteit voor binnenlands R&D-kapitaal bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in verband worden gebracht met het belang van landsgrenzen voor de mate waarin geprofiteerd wordt van spillovereffecten van kennisontwikkeling.

7.6 Dynamische specificaties

In paragraaf 7.3 en aanvullend in bijlage B7 bij dit hoofdstuk zijn langetermijnevenwichtsrelaties voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling geschat met als econometrisch achtergrondkader de coïntegratiebenadering (zie paragraaf 6.6 en de bijbehorende bijlage B6.3). De lage Durbin-Watson-coëfficiënten die bij deze schattingen verkregen werden, geven een sterke

²²⁹ Bij de aanvullende schattingsvarianten in bijlage B7 bij dit hoofdstuk (tabel B7.1) is te zien dat het weglaten van het ‘catch-up’-mechanisme ertoe leidt dat de geschatte waarde van coëfficiënt $c(7)$ met 55% daalt ten opzichte van de waarde die verkregen werd bij de schatting van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b (0,29 bij schattingsvariant (B4) in tabel B7.1 versus 0,65 bij schattingsvariant (12) in tabel 7.2b). Dit geeft aan dat de hoge elasticiteit voor binnenlands R&D-kapitaal in de Verenigde Staten in samenhang kan worden beschouwd met het ‘catch-up’-mechanisme, waarbij de Verenigde Staten als technologisch leider is aangemerkt.

²³⁰ Dat schaafeffect is niet direct zichtbaar bij de verklaring van het aantal toegekende Amerikaanse patenten over de tijd, maar komt in de cross-sectiedimensie naar voren als de uitkomsten voor de landendummy's in verband worden gebracht met de omvang van de beroepsbevolking in de afzonderlijke landen.

mate van dynamiek aan rond de langetermijnevenwichtswaarden. In deze paragraaf wordt de kortetermijndynamiek onderzocht aan de hand van dynamische specificaties met een fouten-correctiemechanisme. Hierbij wordt de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b (schattingsvariant (12)) gebruikt voor de kwantificering van de langetermijnevenwichtswaarden (binnen de dynamische specificaties).

Onderstaande aanvullende symbolenlijst geeft de betekenis van de symbolen weer die in de vergelijkingen van deze paragraaf worden gehanteerd, voor zover nog niet eerder gebruikt.

Aanvullende symbolenlijst bij de vergelijkingen (7.2)-(7.7)	
$\ln(AP_{ind}^*)$	= natuurlijke logaritme van de langetermijnevenwichtswaarde van AP_{ind} (= arbeidsproductiviteit per gewerkt uur; index, 1969 = 1), benaderd op basis van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b
$(\ln(AP_{ind}))^{fit}$	= 'fitted value' van de natuurlijke logaritme van AP_{ind} bij het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b
$\ln(AP_{ind}^{cn})$	= natuurlijke logaritme van de conjunctuurneutrale waarde van AP_{ind} , gedefinieerd als de feitelijke waarde van AP_{ind} gecorrigeerd voor de geschatte invloed van de conjunctuur

Langetermijnevenwichtswaarden en conjunctuurneutrale waarden

De langetermijnevenwichtswaarden voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zijn niet direct meetbaar, maar kunnen benaderd worden door de 'fitted values' van de verklaarde variabele $\ln(AP_{ind})$ te berekenen bij het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking en te corrigeren voor de invloed van de conjunctuur:

$$(7.2) \quad \ln(AP_{ind}^*) = (\ln(AP_{ind}))^{fit} - 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) \\ + (1 - 0,509761) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\}$$

De 'fitted values' zijn de waarden van $\ln(AP_{ind})$ die uit het schattingsresultaat volgen na invulling van de gevonden waarden voor de coëfficiënten. Er wordt gecorrigeerd voor de invloed van de conjunctuur omdat de conjunctuur alleen op korte termijn van belang is voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en geen invloed uitoefent op de langetermijnevenwichtswaarden. Voor deze correctie worden de coëfficiënten 0,69 en 0,51 gebruikt die bij de schatting van de empirische voorkeursvergelijking zijn gevonden voor de conjunctuurterm. In de hier uit te voeren analyse worden deze coëfficiënten op zes decimalen nauwkeurig uitgedrukt.

Dynamische foutencorrectiespecificaties

De langetermijnevenwichtswaarden worden vervolgens gerelateerd aan de feitelijke waarden van de arbeidsproductiviteitsvariabele om de kortetermijndynamiek in beeld te brengen. Hierbij dient opnieuw rekening te worden gehouden met de invloed van de conjunctuur. Dit kan door conjunctuurneutrale waarden voor de arbeidsproductiviteitsvariabele te berekenen, waarbij de feitelijke ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit wordt gecorrigeerd voor de geschatte invloed van de conjunctuur:

$$(7.3) \quad \ln(AP_{ind}^{cn}) = \ln(AP_{ind}) - 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) \\ + (1 - 0,509761) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\}$$

De kortetermijndynamiek kan nu worden onderzocht door voor de conjunctuurneutrale ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit de volgende foutencorrectiespecificatie te schatten:

$$(7.4) \quad \Delta \ln(AP_{ind}^{cn}) = c(1) \times \Delta \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) + c(2) \times \Delta \ln(AP_{ind}^*) \\ + c(3) \times \left\{ \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) - \ln(AP_{ind}^*(-1)) \right\}$$

In deze vergelijking geeft de te schatten coëfficiënt $c(2)$ de directe doorwerking weer van de langetermijnevenwichtswaarden in de conjunctuurneutrale waarden van de arbeidsproductiviteitsvariabele. Coëfficiënt $c(3)$ meet de vertraagde aanpassing van de conjunctuurneutrale waarden van de arbeidsproductiviteitsvariabele aan de langetermijnevenwichtswaarden via een foutencorrectiemechanisme. Een significant negatieve waarde van de coëfficiënt duidt op coïntegratie. Dan tenderen de conjunctuurneutrale waarden op langere termijn naar de langetermijnevenwichtswaarden, waardoor de residuen naar nul tenderen en daarmee een stationair verloop hebben. Tot slot is de vertraagde waarde van de endogene variabele in de vergelijking opgenomen om rekening te houden met de mogelijkheid van een additioneel gestaffeld aanpassingsproces bij de doorwerking van de langetermijnevenwichtswaarden in de conjunctuurneutrale waarden.

Een alternatief is om een foutencorrectiespecificatie te schatten voor de feitelijke ontwikkeling van de arbeidsproductiviteitsvariabele, waarbij het enige verschil met vergelijking (7.4) gelegen is in de toegevoegde invloed van de conjunctuurterm:

$$(7.5) \quad \Delta \ln(AP_{ind}) = \Delta \ln(AP_{ind}^{cn}) + 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - 0,509761) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\} \\ \Rightarrow \Delta \ln(AP_{ind}) = c(1) \times \Delta \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) + c(2) \times \Delta \ln(AP_{ind}^*) \\ + c(3) \times \left\{ \begin{array}{l} \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) \\ - \ln(AP_{ind}^*(-1)) \end{array} \right\} + 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - 0,509761) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\}$$

Tabel 7.8 geeft de schattingsresultaten weer van beide foutencorrectiespecificaties (aangeduid met 1a en 1b in de tabel). De geschatte waarden en de t -waarden van de coëfficiënten $c(1)$,

Tabel 7.8 Schattingsresultaten voor de kwantificering van de kortetermijndynamiek in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van vergelijkingen (7.4)-(7.5) en (7.7)-(7.8), uitgaande van schattingsvariant (12) in tabel 7.2b als empirische voorkeursvergelijking voor de langetermijnevenwichtsrelatie*

		Foutencorrectiemodel (deltaspecificatie)		Herschreven tot niveauvergelijking	
		Te verklaren variabele:		Te verklaren variabele:	
		$\Delta \ln(AP_{ind}^{cn})$ (1a)	$\Delta \ln(AP_{ind})$ (1b)	$\ln(AP_{ind}^{cn})$ (2a)	$\ln(AP_{ind})$ (2b)
Coëfficiënten en bijbehorende variabelen in de deltaspecificatie					
c(1)	$\Delta \ln(AP_{ind}^{cn}(-1))$	0,17 (3,48)	0,17 (3,48)	0,17 (3,48)	0,17 (3,48)
c(2)	$\Delta \ln(AP_{ind}^*)$	0,78 (16,14)	0,78 (16,14)	0,78 (16,14)	0,78 (16,14)
c(3)	$\ln(AP_{ind}^{cn}(-1))$ $-\ln(AP_{ind}^*(-1))$	-0,14 (-4,50)	-0,14 (-4,50)	-0,14 (-4,50)	-0,14 (-4,50)
**	$0,509761 \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right)$ $+ (1 - 0,509761) \times$ $\Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right)$	-	0,69 (-)	-	0,69 (-)
Coëfficiënten uit de deltaspecificatie in relatie tot de variabelen uit de niveauvergelijking					
1+c(1)+c(3)	$\ln(AP_{ind}^{cn}(-1))$			1,03	1,03
-c(1)	$\ln(AP_{ind}^{cn}(-2))$			-0,17	-0,17
c(2)	$\ln(AP_{ind}^*)$			0,78	0,78
-(c(2)+c(3))	$\ln(AP_{ind}^*(-1))$			-0,64	-0,64
**	$0,509761 \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WH_{trend}} \right)_{ind} \right)$ $+ (1 - 0,509761) \times$ $\ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right)$			-	0,69
Landendummy's opgenomen?		Nee	Nee	Nee	Nee
R ²		0,392	0,397	0,997	0,997
Gecorrigeerde R ²		0,390	0,395	0,997	0,997
Durbin-Watson (D.W.)		2,15	2,15	2,15	2,15
Schattingsperiode		1971-2006			
Aantal landen		20			
⇒ Aantal waarnemingen		720 (= 20 × 36)			

* Tussen haakjes staan de t-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit (White-standaardfouten).

** Coëfficiënt c(27) van vergelijking (7.1) bij schattingsvariant (12) in tabel 7.2b.

c(2) en c(3) zijn exact gelijk in beide varianten. Hetzelfde geldt voor de Durbin-Watson-coëfficiënt. Die bedraagt bij beide schattingen 2,15. Dit betekent dat er geen sprake is van autocorrelatie in de residuen. De R^2 blijkt bij de tweede variant iets hoger te zijn door ook de rol van de conjunctuur in de schatting mee te nemen.

De gevonden waarde van 0,78 voor coëfficiënt c(2) geeft weer dat een verandering van de langetermijnevenwichtswaarde voor 78% direct doorwerkt in de feitelijke en de conjunctuurneutrale ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. De gevonden waarde van -0,14 voor coëfficiënt c(3) geeft aan dat de vertraagde aanpassing via het foutencorrectiemechanisme relatief traag verloopt. De coëfficiënt is met een t -waarde van -4,50 echter wel sterk significant, zodat de toets op cointegratie ruimschoots wordt doorstaan. Verder blijkt er een rol naar voren te komen voor een gestaffeld aanpassingsproces via de vertraagde endogene variabele. Coëfficiënt c(1) wordt namelijk geschat op 0,17, waarbij de t -waarde 3,48 bedraagt.

In bovenstaande specificaties is de invloed van de conjunctuur verwerkt zoals die gevonden is bij de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Als alternatieve mogelijkheid is in paragraaf 7.4 (bij de bespreking van schattingsvariant (12) uit tabel 7.2b) al genoemd om het effect van de conjunctuur te schatten binnen een dynamische foutencorrectiespecificatie voor de korte termijn. Dat zal hier worden uitgevoerd. Als eerste stap in die richting worden binnen vergelijking (7.5) conjunctuurneutrale waarden van de arbeidsproductiviteit omgezet naar feitelijke waarden in combinatie met een effect van de conjunctuur, conform vergelijking (7.3). Vervolgens worden de waarden 0,69 en 0,51 voor de coëfficiënten van de conjunctuurterm vervangen door te schatten parameters c(4) en c(5). Voorts worden de langetermijnevenwichtswaarden van de arbeidsproductiviteit vereenvoudigd weergegeven als de ‘fitted values’ bij de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie. De ‘fitted values’ bij de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie omvatten bij deze alternatieve benadering namelijk geen invloed van de conjunctuur, waarmee ze direct langetermijnevenwichtswaarden weergeven. Als te schatten dynamische specificatie volgt dan:

$$(7.6) \quad \Delta \ln(AP_{ind}) = c(1) \times \left(\Delta \ln(AP_{ind}(-1)) - c(4) \times \left\{ \begin{array}{l} c(5) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(-1)}{100 - WV_{trend}(-1)} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - c(5)) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\} \right) \\ + c(2) \times \Delta (\ln AP_{ind})^{fit} + c(3) \times \left\{ \begin{array}{l} \ln(AP_{ind}(-1)) \\ - c(4) \times \left\{ \begin{array}{l} c(5) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV(-1)}{100 - WV_{trend}(-1)} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - c(5)) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\} \\ - (\ln AP_{ind}(-1))^{fit} \end{array} \right\} \\ + c(4) \times \left\{ \begin{array}{l} c(5) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + (1 - c(5)) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\}$$

Na het genereren van de ‘fitted values’ die behoren bij de langetermijnevenwichtsrelatie (een vergelijking volgens schattingsvariant (12) uit tabel 7.2b, nadat de invloed van de conjunctuurterm buiten de schatting is gelaten; zie voetnoot 225 voor het schattingsresultaat), is vergelijking (7.6) direct te schatten. De waarden die daarbij gevonden worden voor de coëfficiënten $c(4)$ en $c(5)$ wijken niet sterk af van de waarden van respectievelijk 0,69 en 0,51 die eerder werden geschat binnen een langetermijnevenwichtsrelatie. Voor $c(4)$ wordt een waarde gevonden van 0,65 (met een t -waarde van 6,18) en voor $c(5)$ een waarde van 0,35 (met een t -waarde van 3,36). In samenhang hiermee volgen voor de coëfficiënten $c(1)$, $c(2)$ en $c(3)$ waarden die weinig verschillen van de waarden die gevonden werden bij de schatting van de vergelijkingen (7.4) en (7.5) (weergegeven in tabel 7.8). Deze bedragen nu respectievelijk 0,16, 0,77 en $-0,14$ (met t -waarden van respectievelijk 3,23, 15,54 en $-4,64$). De hier besproken resultaten houden in dat het schatten van het effect van de conjunctuur binnen een dynamische foutcorrectiespecificatie ongeveer dezelfde resultaten oplevert als bij een schatting binnen een langetermijnevenwichtsrelatie.

Er is nu wel sprake van een lagere standaardfout en daardoor een hogere t -waarde voor het effect van de conjunctuur dan bij de schatting van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b als langetermijnevenwichtsrelatie. De standaardfout voor coëfficiënt $c(4)$ binnen vergelijking (7.6) bedraagt 0,10, terwijl de standaardfout voor de vergelijkbare coëfficiënt $c(27)$ in de langetermijnevenwichtsrelatie 0,17 bedraagt. Dat betekent dat de invloed van de conjunctuur binnen de dynamische specificatie voor de korte termijn scherper kan worden geschat dan binnen de langetermijnevenwichtsrelatie.

Herschrijving naar dynamische niveauspecificaties

De in het voorgaande opgestelde foutcorrectiespecificaties kunnen herschreven worden naar vergelijkingen in niveaus, waarmee dynamische niveauspecificaties worden verkregen. De vergelijkingen (7.4) en (7.5) laten zich als volgt herschrijven:

$$(7.7) \quad \ln(AP_{ind}^{cn}) = (1 + c(1) + c(3)) \times \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) - c(1) \times \ln(AP_{ind}^{cn}(-2)) \\ + c(2) \times \ln(AP_{ind}^*) - (c(2) + c(3)) \times \ln(AP_{ind}^*(-1))$$

$$(7.8) \quad \ln(AP_{ind}) = (1 + c(1) + c(3)) \times \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) - c(1) \times \ln(AP_{ind}^{cn}(-2)) + c(2) \times \ln(AP_{ind}^*) \\ - (c(2) + c(3)) \times \ln(AP_{ind}^*(-1)) + 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - 0,509761) \times \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\}$$

In tabel 7.8 zijn ook de schattingsresultaten van deze niveauspecificaties opgenomen (aangegeven met 2a en 2b in de tabel). De geschatte waarden en t -waarden van de coëfficiënten $c(1)$, $c(2)$ en $c(3)$ zijn hetzelfde als bij de schattingen van de vergelijkingen (7.4) en (7.5). Dit geldt ook voor de Durbin-Watson-coëfficiënten. De R^2 daarentegen is bij deze niveauspecificaties veel hoger. Deze komt bij beide specificaties uit op 0,997, waarbij echter bedacht moet wor-

den dat nu ook het één jaar vertraagde (conjunctuurneutrale) arbeidsproductiviteitsniveau een belangrijke rol speelt in de vergelijking.

Conclusies volgend uit de dynamische specificaties

De in deze paragraaf uitgevoerde schattingen hebben dynamische niveauspecificaties opgeleverd waarin de empirische voorkeursvergelijking voor de langetermijnevenwichtsrelatie uit tabel 7.2b is verwerkt en waarin tegelijkertijd de kortetermijndynamiek is vormgegeven. De kortetermijndynamiek blijkt complex te zijn, zoals de niveauspecificaties laten zien. Interessant is dat in de niveauspecificaties van deze paragraaf niet langer sprake is van autocorrelatie in de residuen. De in de vergelijkingen opgenomen kortetermijndynamiek neemt de autocorrelatie weg. Hieruit kan worden afgeleid dat de lage Durbin-Watson-coëfficiënten bij de schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties in tabel 7.2b toegeschreven kunnen worden aan de kortetermijndynamiek die in deze paragraaf zichtbaar is geworden. Daarbij is sprake van vrij lange aanpassingsprocessen richting de langetermijnevenwichtswaarden. Belangrijk is ook dat bij de langetermijnevenwichtsrelatie sprake is van coïntegratie, zoals uit de fouten-correctieschattingen in deze paragraaf is gebleken. Dat neemt het gevaar weg dat de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie in tabel 7.2b is vertekend door oneigenlijke trendcorrelatie als gevolg van niet-stationaire niveauvariabelen.

7.7 Samenvattend beeld

In dit hoofdstuk heeft een empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling plaatsgevonden op het individuele landenniveau. Bij de empirische schattingen is rekening gehouden met de bijdrage van kapitaalverdieping (ontwikkeling van fysiek kapitaal per eenheid arbeid) via *a priori* opgelegde groeiboekhoudingsgewichten, die het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde weergeven. Empirisch zijn belangrijke effecten naar voren gekomen van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar), de arbeidsparticipatie, het aantal gewerkte uren per werkzame persoon, binnenlands en buitenlands privaat R&D-kapitaal, binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal, ‘catching-up’, de sectorstructuur en de stand van de conjunctuur. Voorts zijn significante positieve effecten gevonden van de openheid van de economie, de nettokapitaalinkomensquote en een ondernemerschapsvariabele (ondernemersquote in verhouding tot een ‘evenwichtswaarde’, die negatief afhankelijk is van het economisch ontwikkelingsniveau van een land).

Bij de schattingen is ook empirische ondersteuning gevonden voor een negatieve invloed van betekenis van de belasting- en premiedruk. De invloed van de belasting- en premiedruk kon statistisch echter niet voldoende gescheiden worden van de invloed van de nettokapitaalinkomensquote. De invloed van belasting- en premieheffing wordt al in belangrijke mate vertegenwoordigd door de invloed van de nettokapitaalinkomensquote, omdat belasting- en premieheffing daar negatief in doorwerkt. Een moeilijkheid deed zich verder voor bij de ondernemerschapsvariabele. De (licht) significante invloed van die variabele bleek samen te gaan met minder plausibele coëfficiënten voor de gemiddelde opleidingsduur en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Dat is reden geweest om de ondernemerschapsvariabele niet op te nemen in de empirische voorkeursvergelijking, wat de vergelijking is waar op grond van empirische uitkomsten in combinatie met economisch-theoretische plausibiliteit de voorkeur aan kan worden gegeven. Een verdere ontwikkeling/avancering van de ondernemerschapsva-

riabele kan ertoe leiden dat die beter in te passen wordt in een empirische vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, tezamen met een groot aantal andere variabelen. Hieronder wordt een aantal kernuitkomsten van de empirische schattingen besproken, uitgaande van de empirische voorkeursvergelijking.

Voor de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) als variabele voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid is een sterk significante elasticiteit gevonden van 0,40. Die elasticiteit ligt dicht bij de waarde van globaal 4/9 die op grond van het inkomensaandeel van menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde verwacht kon worden. De elasticiteit is in lijn met uitkomsten van eerder onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002). Wel komt de elasticiteit lager uit dan in later onderzoek van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007). Dat onderzoek gaf de indruk dat de gemiddelde opleidingsduur naast directe effecten ook aanzienlijke externe effecten op de arbeidsproductiviteit heeft. Dat wordt hier niet bevestigd.

Voor de arbeidsparticipatie (werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking) als aanvullende variabele voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid is een sterk significante elasticiteit gevonden van $-0,43$. Ook voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon (die deels in samenhang kan worden beschouwd met de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid en daarnaast als een variabele die rechtstreeks de TFP kan beïnvloeden) is een sterk significante negatieve elasticiteit gevonden. Die bedraagt $-0,53$. Deze waarden sporen globaal genomen goed met eerdere empirische resultaten van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007). De gevonden elasticiteiten geven aan dat er duidelijk sprake is van een uitruil tussen meer inzet van arbeid en de hoogte van de arbeidsproductiviteit als componenten van het welvaartsniveau (benaderd als bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking). Een verhoging van de arbeidsinzet met 1% zou een neerwaartse invloed hebben op het arbeidsproductiviteitsniveau van ruwweg 0,4-0,5%. Wel is dan nog steeds sprake van een positieve invloed op het welvaartsniveau van 0,5-0,6% ($= 1\% - 0,4-0,5\%$).

Voor binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal zijn elasticiteiten gevonden die positief afhankelijk zijn van het aandeel dat een land heeft in de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal. Bij buitenlands privaat en publiek R&D-kapitaal is een positieve afhankelijkheid van de elasticiteiten van de openheid van de economie (gerepresenteerd door de invoerquote) empirisch bevestigd. Voor Nederland komen de elasticiteiten voor *binnenlands* privaat en publiek R&D-kapitaal uit op respectievelijk 0,07 en 0,05, uitgaande van 2006 als meest recente jaar van de schattingsperiode. Voor *buitenlands* privaat en publiek R&D-kapitaal bedragen de elasticiteiten respectievelijk 0,05 en 0,04. In de Verenigde Staten als relatief gesloten economie met een groot aandeel in de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal zijn de elasticiteiten voor binnenlands privaat en publiek kapitaal sterk hoger dan in Nederland, terwijl de elasticiteiten voor buitenlands privaat en publiek R&D-kapitaal in de Verenigde Staten veel lager zijn dan in Nederland.

Interessant is dat de optelsommen van de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal in de Verenigde Staten aanzienlijk hoger zijn dan in de andere landen. De verklaring hiervoor lijkt te zijn dat spillovers binnen nationale grenzen sterker zijn

dan internationaal over de grenzen heen, wat de Verenigde Staten een belangrijk schaalvoordeel geeft bij de benutting van R&D-spillovers. In onderzoek van Coe en Helpman (1995) werd daar eerder al een indicatie voor verkregen. De hogere optelsommen voor de genoemde elasticiteiten in de Verenigde Staten houden in dat de Verenigde Staten bij de TFP-groei sterker kan profiteren van de groei van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in totaliteit. Hier staat echter tegenover dat de Verenigde Staten weinig kan profiteren van een ‘catch-up’-effect, omdat de Verenigde Staten als technologisch leider kan worden beschouwd. Dat verklaart dat de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten tot aan het midden van de jaren negentig gematigd is geweest in vergelijking met andere (technologisch volgende) landen. Sinds het midden van de jaren negentig heeft de Verenigde Staten wel een relatief hoge arbeidsproductiviteitsgroei gekend. Een verklaring daarvoor is dat de Verenigde Staten sterk wist te profiteren van ontwikkelingen op het gebied van ICT.

Voor (binnenlands en buitenlands) privaat R&D-kapitaal zijn elasticiteiten gevonden die 1,5 keer zo hoog zijn als die voor (binnenlands en buitenlands) publiek R&D-kapitaal. Rekening houdend met de omvang van publieke R&D in verhouding tot private R&D, kan uitgaande van R&D-cijfers voor Nederland voor het jaar 2006 worden afgeleid dat een euro extra private R&D in Nederland gemiddeld genomen bijna 30% meer zou bijdragen aan de arbeidsproductiviteit in Nederland dan een euro extra publieke R&D. Een verhoging van de private R&D zou in Nederland op lange termijn met een multiplier van bijna 11 doorwerken in de omvang van het bruto binnenlands product en een verhoging van publieke R&D met een multiplier van ruim 8 (in beide gevallen is eenderde deel van het effect het gevolg van extra groei van de kapitaalarbeidsverhouding bij een gegeven investeringsquote). Voor beide categorieën R&D is de berekende langetermijnmultiplier als zeer hoog te beschouwen.

Bij de interpretatie van de multipliers is het relevant om er rekening mee te houden dat een belangrijk deel van publieke R&D niet is gericht op wetenschap ten behoeve van technologieontwikkeling en innovatie bij bedrijven. Bij die onderdelen van publieke R&D kan worden uitgegaan van een lagere multiplier dan de hierboven genoemde voor publieke R&D in totaliteit. Dat impliceert echter dat bij publieke R&D uitgevoerd in richtingen die sterk relevant zijn voor technologieontwikkeling en innovatie bij bedrijven (waarbij met name aan de natuur- en technische wetenschappen kan worden gedacht), gemiddeld genomen een hogere multiplier kan worden verwacht. Bij die onderdelen van publieke R&D zou de multiplier aanzienlijk uit kunnen stijgen boven de multiplier die gemiddeld genomen voor R&D bij bedrijven geldt.

Naast de effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal is een belangrijke rol van het ‘catch-up’-mechanisme gevonden. Een vormgeving van het ‘catch-up’-mechanisme waarbij de technologische afstand tussen landen wordt gemeten op basis van aantallen toegekende Amerikaanse patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking, bleek een sterke verklaringskracht te hebben voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land. Daarbij werd verder een interactie-effect van de R&D-kapitaalintensiteit gevonden. Dat bevestigt het belang van het zelf uitvoeren van R&D voor de benutting van buitenlandse technologische kennis. Empirisch werd geen aanvullend interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur gevonden.

De hier besproken effecten zijn gevonden bij de schatting van een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus. De kortetermijndynamiek is vervolgens apart onderzocht aan de hand van dynamische foutcorrectiespecificaties. Daarbij zijn langetermijnevenwichtswaarden voor het niveau van de arbeidsproductiviteit gekozen die behoren bij het schattingsresultaat van de vergelijking waar op empirische gronden de voorkeur aan kan worden gegeven. Er blijkt sprake te zijn van een complexe kortetermijndynamiek met vrij lange aanpassingsprocessen richting de langetermijnevenwichtswaarden. Uit de schattingen van de dynamische specificaties is verder gebleken dat bij de langetermijnevenwichtsverbanden sprake is van cointegratie. De geschatte coëfficiënt voor de foutcorrectieterm is namelijk significant negatief. Dat betekent dat er geen gevaar bestaat dat de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie is vertekend door oneigenlijke trendcorrelatie als gevolg van niet-stationaire niveauvariabelen.

Bijlage bij hoofdstuk 7

Bijlage B7 Aanvullende schattingen (bijlage bij paragrafen 7.2-7.5)

De aanvullende schattingen in deze bijlage plaatsen de schattingen die in tabel 7.2 zijn gepresenteerd, in een breder perspectief:

- In de eerste paragraaf van deze bijlage worden zes schattingsvarianten gepresenteerd die directe variaties zijn op de schattingen in tabel 7.2. In de eerste schattingsvariant wordt een trendvariabele opgenomen. In de daarna volgende schattingsvarianten wordt de invloed van bepaalde opgenomen variabelen/mechanismen op het schattingsresultaat onderzocht. Als eerste wordt getoond hoe het schattingsresultaat eruit komt te zien indien bij de kapitaalarbeidsverhouding als maatstaf voor kapitaal wordt uitgegaan van kapitaaldiensten in plaats van de voorraad kapitaal. Vervolgens worden twee schattingsvarianten gepresenteerd zonder ‘catching-up’-variabelen. Daarna volgen twee schattingsvarianten waarbij R&D-kapitaal volgens de traditionele wijze is berekend, dat wil zeggen met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar in plaats van een variabele afschrijvingsvoet die afhankelijk is van de wereldwijde R&D-inspanningen in verhouding tot de wereldwijde kennisvoorraad.
- Na deze directe variaties op de schattingen in tabel 7.2 worden in de tweede paragraaf van deze bijlage schattingen getoond waarbij binnen de voorraad publiek R&D-kapitaal een onderscheid is gemaakt tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen.
- Vervolgens wordt in de derde paragraaf van deze bijlage bezien in hoeverre er een effect op het *niveau* van de arbeidsproductiviteit waarneembaar is van de gemiddelde opleidingsduur als interactieterm bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal. Dat vormt een aanvulling op de onderzochte interactie-effecten van de gemiddelde opleidingsduur bij de schattingen in paragraaf 7.3, waar rekening werd gehouden met de mogelijkheid dat de gemiddelde opleidingsduur via interactie-effecten bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal en ‘catching-up’ positief uitwerkt op de *groei* van de arbeidsproductiviteit.

B7.1 Directe variaties op de schattingen in tabel 7.2

Aanvullende schattingsvariant (B1): trendvariabele opgenomen

In schattingsvariant (B1) van tabel B7.1 is een trendvariabele opgenomen. De trendvariabele is lineair vormgegeven, met een waarde van -35 in 1970 en daarna in stapjes van 1 oplopend tot 0 in (basis)jaar 2005 en 1 in 2006. De trendvariabele blijkt geen significante bijdrage te leveren. Schattingsvariant (B1) toont het resultaat indien verder de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)) als uitgangspunt wordt genomen. De trendvariabele heeft dan een coëfficiënt van $-0,0006$ met een t -waarde van $-0,35$ (coëfficiënt $c(49)$ in tabel B7.1). De coëfficiënt drukt een semi-logaritmisch effect uit, waarbij vanuit de trendvariabele een negatieve impuls aan de arbeidsproductiviteitsgroei gegeven zou worden van $0,06\%$ per jaar. De lage absolute waarde van de t -waarde geeft aan dat het effect qua verklaringskracht zeer zwak is.

Tabel B7.1 Aanvullende schattingsresultaten voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van vergelijking (7.1) uit de hoofdstekst*

Coefficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
c(1)	Constante (voor Nederland)	0,01 (0,16)	0,04 (2,03)	0,06 (3,20)	0,04 (2,09)	0,03 (2,14)	0,03 (2,20)
-	Kapitaalarbeidsverhouding; gewicht conform groeiboekhoudingsbenadering toegepast	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(2)	Gemiddelde opleidingsduur	0,41 (3,92)	0,32 (3,39)	0,44 (4,89)	0,58 (4,88)	0,39 (4,67)	0,41 (4,66)
c(3)	Arbeidsparticipatie	-0,44 (-6,12)	-0,47 (-7,24)	-0,45 (-6,70)	-0,48 (-5,97)	-0,52 (-6,78)	-0,43 (-5,57)
c(4)	Gewerkte uren per werkzame persoon**	-0,53 (-5,35)	-0,67 (-5,16)	-0,86 (-7,30)	-0,85 (-7,59)	-0,68 (-6,34)	-0,56 (-5,93)
c(5)	Binnenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,12 (5,36)	0,14 (5,93)	0,11 (7,58)	0,11 (5,91)	0,15 (6,30)	0,12 (5,74)
c(6)	Gewicht van R&D-kapitaal bedrijven	0,59 (4,18)	0,28 (1,90)	1,00*** (-)	1,00**** (-)	0,57 (5,18)	0,67 (5,01)
	⇒ Gewicht van publiek R&D-kapitaal (= 1 – c(6))	0,41	0,72	0,00	0,00	0,43	0,33
c(7)	Interactie binnenlands R&D-kapitaal met aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in 'wereldwijd' R&D-kapitaal	0,67 (5,72)	0,41 (3,25)	-****	0,29 (3,10)	0,63 (6,38)	0,63 (6,52)
c(9)	Buitenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	-****	-****	0,12 (4,92)	-*****	-****	-****
c(10)	Interactie buitenlands R&D-kapitaal met invoerquote	0,16 (3,17)	-****	0,07 (2,18)	0,23 (4,53)	0,07 (2,17)	0,14 (3,38)
c(18)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	-0,04 (-6,36)	-0,04 (-5,02)	-	-	-0,04 (-5,87)	-0,04 (-5,89)
c(20)	Sectorstructuur: aandeel van (medium)hightechsectoren, in verhouding tot binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,16 (8,91)	0,16 (8,42)	0,14 (8,91)	0,14 (8,20)	0,16 (8,10)	0,16 (8,62)
c(21)	Bijdrage van delfstoffenwinning aan toegevoegde waarde van totale economie; Noorwegen	0,94 (11,11)	0,82 (9,47)	0,80 (9,57)	0,95 (9,05)	0,86 (9,64)	0,89 (10,49)
c(23)	Openheid van economie	0,07 (2,24)	-****	-****	0,10 (2,36)	0,05 (1,84)	0,05 (1,86)
c(24)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	-*****	-****	0,08 (2,50)	-*****	0,07 (2,26)	-*****
c(25)	Nettokapitaalinkomensquote (na aftrek winstbelasting)*****	0,15 (2,20)	0,32 (4,04)	0,32 (3,04)	0,31 (3,12)	-****	0,16 (2,29)
c(26)	Belasting- en premiedruk	-****	-****	-****	-****	-0,11 (-3,18)	-****
c(27)	Conjunctuur, gemeten op basis van werkloosheidsvoet	0,69 (3,95)	0,59 (3,32)	0,75 (4,16)	0,71 (3,88)	0,82 (4,81)	0,71 (4,00)

Vervolg van tabel B7.1

		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
c(28)	Gewicht van lopend jaar binnen effect van conjunctuur	0,50 (2,47)	0,75 (2,81)	0,68 (3,09)	0,78 (3,14)	0,39 (2,68)	0,49 (2,56)
c(29)	Dummy voor West-Duitsland (1970-1990)	0,03 (2,05)	0,07 (3,94)	0,10 (5,49)	0,08 (4,68)	0,06 (3,42)	0,04 (2,48)
c(49)	Trend (... , 2004 = -1, 2005 = 0, 2006 = 1)	-0,0006 (-0,36)	-	-	-	-	-
Landendummy's opgenomen?		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²		0,988	0,985	0,985	0,983	0,9878	0,9874
Gecorrigeerde R ²		0,987	0,984	0,984	0,982	0,9872	0,9868
Durbin-Watson (D.W.)		0,27	0,23	0,20	0,18	0,29	0,26
Schattingsperiode		1970-2006					
Aantal landen		20					
⇒ Aantal waarnemingen		740 (= 20 × 37)					

- * Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).
- ** Landenspecifieke trendvariabelen ingezet als instrumentele variabelen.
- *** Op 1,0 gezet vanwege empirisch geschatte waarde groter dan 1.
- **** Niet significant (al dan niet met plausibel teken).
- ***** Significant met implausibel teken.
- ***** Buiten beschouwing gelaten ten behoeve van vergelijkbaarheid met empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)).
- ***** Eén jaar vertraagde waarde gehanteerd als instrumentele variabele.

Aanvullende schattingsvariant (B2): kapitaaldiensten in plaats van kapitaalvoorraad

Bij de schattingen in tabel 7.2 is als maatstaf voor fysiek kapitaal uitgegaan van de voorraad kapitaal. Theoretisch beschouwd zou de hoeveelheid kapitaaldiensten een betere maatstaf zijn, maar het schattingsresultaat is dan aanzienlijk minder goed bruikbaar. In hoofdstuk 3 is bij de empirische schattingen op het wereldwijde niveau al gebleken dat minder sterke schattingsresultaten worden verkregen indien als maatstaf voor kapitaal wordt gewerkt met een kapitaaldienstenvariabele. Het betreft daarbij de ontwikkeling van de hoeveelheid kapitaaldiensten zoals die voor de verschillende landen kan worden gekwantificeerd op basis van de EU KLEMS Database in combinatie met data uit de Productivity Database en de Economic Outlook Database van de OECD. Bij de schattingen op het individuele landenniveau komt opnieuw tot uitdrukking dat het uitgaan van een kapitaaldienstenvariabele binnen de kapitaalarbeidsverhouding tot minder goede resultaten leidt. Schattingsvariant (B2) in tabel B7.1 brengt dit in beeld.

Bij deze schatting wordt geen effect van buitenlands R&D-kapitaal gevonden. Voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon wordt een sterk negatieve coëfficiënt gevonden van -0,67 (coëfficiënt c(4)) en binnen het effect van R&D-kapitaal wordt een relatief laag gewicht van 0,28 gevonden voor privaat R&D-kapitaal (coëfficiënt c(6)). Voorts wordt geen (signifi-

cant) effect gevonden van de openheid van de economie (coëfficiënt $c(23)$) en evenmin van de ondernemerschapsvariabele (coëfficiënt $c(24)$). Wel wordt een sterk significant positief effect gevonden van de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven (coëfficiënt $c(25)$). Verder wordt voor de gemiddelde opleidingsduur nu een coëfficiënt gevonden van 0,32 (coëfficiënt $c(2)$), wat lager en minder plausibel is dan de coëfficiënt van 0,40 in de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)). Ook de R^2 is hier lager dan bij de empirische voorkeursvergelijking (0,985 versus 0,988). Al met al zijn de hier gevonden resultaten duidelijk minder overtuigend dan bij de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b.

De geringere plausibiliteit van het resultaat van schattingsvariant (B2) in vergelijking met de empirische voorkeursvergelijking wordt bevestigd indien een coëfficiënt wordt geschat voor de kapitaalarbeidsverhoudingsterm gebaseerd op kapitaaldiensten. Dat betreft de natuurlijke logaritme van de hoeveelheid kapitaaldiensten in verhouding tot het aantal gewerkte uren, voorvermenigvuldigd met een gewicht conform de groeiboekhoudingsbenadering (de term $GKGB \times \ln(KL_{ind})$) uit basisvergelijking (7.1), betrekking hebbend op de kapitaalvoorraad als maatstaf voor kapitaal, vertaald naar kapitaaldiensten). De geschatte coëfficiënt voor die kapitaalarbeidsverhoudingsterm bedraagt 0,57 (t -waarde: 5,09) binnen een schatting met schattingsvariant (B2) als uitgangspunt. Die waarde wijkt sterk (significant) af van de waarde van 1,00 die aan die coëfficiënt is op te leggen op grond van de groeiboekhoudingsbenadering.

Wordt een vaste elasticiteit geschat voor de invloed van de kapitaalarbeidsverhouding (dat wil zeggen: zonder voorvermenigvuldiging met het gewicht gebaseerd op de groeiboekhoudingsbenadering), dan wordt een coëfficiënt verkregen van 0,21 (t -waarde: 4,90). Op basis van de groeiboekhoudingsbenadering zou een coëfficiënt van ongeveer 0,28 verwacht kunnen worden, aangezien de gemiddelde waarde van het aandeel van brutokapitaalinkomen in de bruto toegevoegde waarde van de totale economie voor het totale aantal waarnemingen in de schatting 0,28 bedraagt. Bij een vergelijkbare schatting met de voorraad kapitaal als maatstaf voor kapitaal werd, met de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b als uitgangspunt, wel een coëfficiënt verkregen in lijn met de groeiboekhoudingsbenadering (zie paragraaf 7.4).

Een aanzienlijk lagere outputelasticiteit van kapitaal dan overeenkomt met het aandeel van kapitaalinkomen in de bruto toegevoegde waarde zou theoretisch gezien kunnen wijzen op forse monopolioïde overwinsten van bedrijven (zie paragraaf 2.2.5). In dat geval zou het standaardgroeiboekhoudingsgewicht voor de bijdrage van kapitaalverdieping aan de arbeidsproductiviteitsgroei niet van toepassing zijn. We laten deze mogelijkheid verder buiten beschouwing. Een vergelijking tussen feitelijke rendementen op kapitaal van bedrijven met rendementen die normaal geacht kunnen worden (inclusief een vergoeding voor risico) zou duidelijkheid kunnen geven in hoeverre bij de standaardgroeiboekhoudingsmethodiek de outputelasticiteit van kapitaal vanuit deze richting wordt overschat. In paragraaf 2.2.5 zijn enkele studies besproken die uitspraken doen over ‘markups’/overwinsten, maar waarin een normaal rendement op kapitaal als ijkpunt ontbreekt.

Aanvullende schattingsvarianten (B3)-(B4): geen ‘catch-up’-mechanisme

In de schattingsvarianten (B3)-(B4) is het ‘catch-up’-mechanisme uit de vergelijking weggelaten. In schattingsvariant (B3) is de vergelijking geschat inclusief een effect van de ondernemerschapsvariabele. Om ook een directe vergelijking met de empirische voorkeursvergelij-

king uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)) te kunnen maken, is in schattingsvariant (B4) het effect van ondernemerschapsvariabele buiten beschouwing gelaten en is daar tevens geabstraheerd van het bij schattingsvariant (B3) gevonden effect van buitenlands R&D-kapitaal zonder de invoerquote als interactievariabele.

Het weglaten van het ‘catch-up’-mechanisme heeft op verschillende plaatsen belangrijke gevolgen voor de uitkomsten:

- Het effect van buitenlands R&D-kapitaal is aanzienlijk sterker als het ‘catching-up’-mechanisme niet in de schatting wordt meegenomen. Het effect van buitenlands R&D-kapitaal (met de invoerquote als interactievariabele; coëfficiënt $c(10)$) komt bij schattingsvariant (B4) met een coëfficiënt van 0,23 ongeveer 1,5 keer zo hoog uit als in de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b.
- Ook is het effect van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon (coëfficiënt $c(4)$) bij beide schattingen nu veel sterker met waarden van $-0,85$ – $-0,86$. Bij schattingsvariant (B4) komt ook de coëfficiënt voor de gemiddelde opleidingsduur (coëfficiënt $c(2)$) op een veel hogere waarde uit. Die bedraagt daar 0,58.
- Bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal daarentegen blijkt het interactie-effect van het aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in de ‘wereldwijde’ voorraad R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(7)$) nu veel geringer te zijn en bij schattingsvariant (B3) zelfs niet significant te zijn.
- Opvallend is dat voor het gewicht van R&D-kapitaal van bedrijven binnen de totale effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal (coëfficiënt $c(6)$) bij beide schattingen een waarde boven de 1 werd gevonden. In beide gevallen bedraagt de gevonden waarde 1,14 (niet significant afwijkend van 1). De coëfficiënt is vervolgens vastgeprikt op de in theoretisch opzicht maximale waarde van 1. Dit betekent dat publiek R&D-kapitaal geen effect heeft binnen beide schattingsvarianten.

Het sterkere effect van buitenlands R&D-kapitaal bij deze schattingen kan eenvoudig verklaard worden uit het feit dat spillovers van buitenlandse kennis hier niet langer via ‘catching-up’ tot uitdrukking kunnen komen, maar nu volledig via het effect van buitenlands R&D-kapitaal lopen. Het geringere interactie-effect van het aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in de ‘wereldwijde’ voorraad R&D-kapitaal bij het effect van binnenlands R&D-kapitaal kan in verband worden gebracht met de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de Verenigde Staten. Als technologische leider profiteert de Verenigde Staten niet van ‘catching-up’, maar de Verenigde Staten zou wel een sterk positief schaaffect ondervinden bij de elasticiteit waarmee binnenlands R&D-kapitaal doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Als geen ‘catching-up’ wordt gemodelleerd, verdwijnt de neerwaartse invloed van het ‘catching-up’-mechanisme op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de Verenigde Staten ten opzichte van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de andere landen, waar dan een minder groot schaalvoordeel van de Verenigde Staten bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal tegenover staat. Voor de 20 landen in totaliteit geldt daarbij dat de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in sterkere mate wordt verklaard door de trendmatige stijging van de gemiddelde opleidingsduur en de trendmatige daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon.

Uit het voorgaande kan worden geconcludeerd dat het ‘catching-up’-mechanisme een belang-

rijke rol vervult binnen de empirische schattingen. Zonder ‘catching-up’-mechanisme worden spillovers van buitenlandse kennis minder goed gemodelleerd. Voor een deel wordt dat opgevangen door een grotere invloed van buitenlands R&D-kapitaal, maar het leidt ook tot een veel sterker gevonden effect van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en binnen schattingsvariant (B4) tevens van de gemiddelde opleidingsduur. Ook wordt dan binnen de voorraad R&D-kapitaal niet langer een invloed van publiek R&D-kapitaal gevonden.

Aanvullende schattingsvarianten (B5)-(B6): R&D-kapitaal volgens de traditionele benadering

In de schattingsvarianten (B5) en (B6) is R&D-kapitaal volgens de traditionele benadering berekend, dat wil zeggen met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar in plaats van een variabele afschrijvingsvoet die op het wereldwijde niveau bepaald wordt in afhankelijkheid van de wereldwijde R&D-inspanningen in verhouding tot de wereldwijde kennisvoorraad. Bij zowel privaat als publiek R&D-kapitaal is hierbij uitgegaan van de vaak gehanteerde afschrijvingsvoet van 15%. In schattingsvariant (B5) is de vergelijking geschat inclusief een effect van de ondernemerschapsvariabele. In schattingsvariant (B6) is het effect van de ondernemerschapsvariabele buiten beschouwing gelaten, conform de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b (schattingvariant (12)).

Schattingvariant (B5) is direct vergelijkbaar met schattingsvariant (9) in tabel 7.2b, omdat de belasting- en premiedruk hier als verklarende variabele voorkomt in plaats van de nettokapitaalinkomensquote. Het opnemen van de nettokapitaalinkomensquote in plaats van de belasting- en premiedruk blijkt tot een minder goede verklaring te leiden. Bepalend daarbij is dat de openheid van de economie dan geen significant effect heeft en als consequentie daarvan buiten beschouwing wordt gelaten bij de schatting. De verklaringskracht van schattingsvariant (B5) is iets sterker dan die van schattingsvariant (9) in tabel 7.2b. De R^2 bedraagt hier 0,9878, wat licht hoger is dan de R^2 van 0,9877 die bij schattingsvariant (9) wordt bereikt. Wel is de verklaringskracht hier iets lager dan bij schattingsvariant (10) in tabel 7.2b, wat de schattingsvariant met de sterkste verklaringskracht is in tabel 7.2b. Die sterkste verklaringskracht wordt daar bereikt met de nettokapitaalinkomensquote in plaats van de belasting- en premiedruk als verklarende variabele. Bij die schattingsvariant bedraagt de R^2 0,9880.

Schattingvariant (B6) heeft, afgezien van de berekeningswijze van R&D-kapitaal, dezelfde verklarende variabelen als de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b. Net als in de empirische voorkeursvergelijking speelt hier de nettokapitaalinkomensquote een rol (die hier sterker verklaart dan de belasting- en premiedruk). In tegenstelling tot schattingsvariant (B5) gaat dat hier wel samen met een significante invloed van de openheid van de economie. De verklaringskracht van schattingsvariant (B6) blijkt iets minder sterk te zijn dan die van de empirische voorkeursvergelijking. De R^2 bedraagt hier 0,9874, wat licht lager is dan 0,9875 bij de empirische voorkeursvergelijking.

Zowel bij schattingsvariant (B6) als schattingsvariant (B5) worden effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal gevonden die licht verschillen van de effecten die gevonden zijn bij de vergelijkbare schattingsvarianten (9) en (12) in tabel 7.2b (met R&D-kapitaal berekend op basis van vaste afschrijvingsvoet). Voor buitenlands R&D-kapitaal zijn de effecten hier iets minder sterk, waar iets sterkere effecten van binnenlands R&D-kapitaal tegenover staan. Een verschil is verder dat het gewicht van privaat R&D-kapitaal binnen het totale effect van

R&D-kapitaal in schattingsvariant (B6) met een waarde van 0,67 aanzienlijk hoger is dan het gewicht van 0,60 dat binnen de empirische voorkeursvergelijking is gevonden. Bij dit gewicht zouden de elasticiteiten voor (binnenlands en buitenlands) privaat R&D-kapitaal ongeveer twee keer zo hoog zijn ($0,67/0,33 \approx 2$) als de elasticiteiten voor (binnenlands en buitenlands) publiek R&D-kapitaal. Volgens de empirische voorkeursvergelijking zou die verhouding op 1,5 (= $0,60/0,40$) liggen. Buiten de R&D-kapitaalonderdelen verschillen de resultaten van de schattingsvarianten (B5) en (B6) slechts weinig van de resultaten die bij de vergelijkbare schattingsvarianten in tabel 7.2b zijn verkregen.

Al met al kan geconcludeerd worden dat de schattingsresultaten bij het uitgaan van een R&D-kapitaalbeprijng volgens de traditionele benadering in beperkte mate verschillen van de resultaten die verkregen worden als R&D-kapitaal wordt berekend met een variabele afschrijvingsvoet die op het wereldwijde niveau bepaald wordt in afhankelijkheid van de wereldwijde R&D-inspanningen. Theoretisch kan echter de voorkeur worden gegeven aan R&D-kapitaal volgens de laatstgenoemde methode. Het begrip R&D-kapitaal is dan veel beter te interpreteren, vooral op het wereldwijde niveau en daarmee met name ook bij de voorraad buitenlands R&D-kapitaal in schattingen op het individuele landenniveau. Ook is de verklaringskracht van de vergelijking licht hoger indien wordt uitgegaan van een variabele afschrijvingsvoet bij de R&D-kapitaalvariabelen.

B7.2 Onderscheid bij publiek R&D-kapitaal tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen

Er wordt nu vervolgd met aanvullende schattingen waarbij binnen het publieke R&D-kapitaal een onderscheid is gemaakt tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. Dat onderscheid is op twee manieren gemaakt, waar twee verschillende te schatten specificaties uit voortvloeien. In tabel B7.2 zijn de twee vormgevingen zoals die binnen de te schatten vergelijkingen worden opgenomen, weergegeven. Hieronder volgt een aanvullende symbolenlijst voor de variabelen uit de tabel die nog niet eerder zijn gebruikt.

<i>Aanvullende symbolenlijst bij de formuleringen in tabel B7.2</i>	
$RDKREBI_{ind}$	= volume van binnenlands R&D-kapitaal researchinstellingen (index, 1969 = 1)
$RDKREBU_{ind}$	= volume van buitenlands R&D-kapitaal researchinstellingen (index, 1969 = 1)
$RDKHOB I_{ind}$	= volume van binnenlands R&D-kapitaal hogeronderwijsinstellingen (index, 1969 = 1)
$RDKHOB U_{ind}$	= volume van buitenlands R&D-kapitaal hogeronderwijsinstellingen (index, 1969 = 1)

De twee vormgevingen zijn in de tabel vormgeving (1) en vormgeving (2) genoemd. Coëfficiënt c(6) blijft bij beide vormgevingen het gewicht van R&D-kapitaal van bedrijven aangeven binnen het totale logaritmische effect van (binnenlands en buitenlands) R&D-kapitaal. Bij vormgeving (1) wordt op analoge wijze via coëfficiënt c(50) een gewicht geschat voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen, waarna het gewicht van R&D-kapitaal van researchinstellingen gelijk is aan 1 minus de coëfficiënten c(6) en c(50). In vormgeving (2) worden niet langer drie typen R&D-kapitaal in loglineaire vorm naast elkaar opgenomen. Als additieve term naast de natuurlijke logaritmen van het private en het publieke R&D-kapitaal wordt

Hoofdstuk 7 – Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

Vormgeving van onderscheid tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen in schattingsvarianten (B7)-(B12)

Kapitaal als verklarende factor:	
	Vormgeving (1), te gebruiken in schattingsvarianten (B7)-(B9):
<p><i>van binnenlands R&D-kapitaal</i></p> <p>onderscheid tussen publiek en privaat R&D-kapitaal met interactie-effect van binnenlands R&D-kapitaal in vijfde hoeveelheid R&D-kapitaal</p>	$c(5) \times \left\{ \begin{aligned} &c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + c(50) \times \ln(RDKHOBI_{ind}(-1)) \\ &+ (1 - c(6) - c(50)) \times \ln(RDKREBI_{ind}(-1)) \end{aligned} \right\}$ $+ c(7) \times (RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \left\{ \begin{aligned} &c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + c(50) \times \ln(RDKHOBI_{ind}(-1)) \\ &+ (1 - c(6) - c(50)) \times \ln(RDKREBI_{ind}(-1)) \end{aligned} \right\}$
<p><i>van buitenlandse R&D-kapitaal</i></p> <p>onderscheid tussen publiek en privaat R&D-kapitaal met interactie-effect van invoerquote</p>	$c(10) \times (IQ(-1)/100) \times \left\{ \begin{aligned} &c(3) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + c(50) \times \ln(RDKHOBUI_{ind}(-1)) \\ &+ (1 - c(6) - c(50)) \times \ln(RDKREBU_{ind}(-1)) \end{aligned} \right\}$
	Vormgeving (2), te gebruiken in schattingsvarianten (B10)-(B12):
<p><i>van binnenlands R&D-kapitaal</i></p> <p>onderscheid tussen publiek en privaat R&D-kapitaal met interactie-effect van binnenlands R&D-kapitaal in vijfde hoeveelheid R&D-kapitaal</p>	$c(5) \times \left\{ \begin{aligned} &c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1)) + c(51) \times \ln\left(\frac{RDKHOBI_{ind}(-1)}{RDKPUBI_{ind}(-1)}\right) \\ &+ c(7) \times (RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \left\{ \begin{aligned} &c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \\ &\ln(RDKPUBI_{ind}(-1)) + c(51) \times \ln\left(\frac{RDKHOBI_{ind}(-1)}{RDKPUBI_{ind}(-1)}\right) \end{aligned} \right\} \end{aligned} \right\}$
<p><i>van buitenlandse R&D-kapitaal</i></p> <p>onderscheid tussen publiek en privaat R&D-kapitaal met interactie-effect van invoerquote</p>	$c(10) \times (IQ(-1)/100) \times \left\{ \begin{aligned} &c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1)) \\ &+ c(51) \times \ln\left(\frac{RDKHOBUI_{ind}(-1)}{RDKPUBU_{ind}(-1)}\right) \end{aligned} \right\}$

hier de natuurlijke logaritme opgenomen van het aandeel van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen binnen het totale publieke R&D-kapitaal, waarvan het effect wordt geschat via coëfficiënt $c(51)$.

Het verschil tussen de twee vormgevingen is dat bij vormgeving (1) wordt uitgegaan van afzonderlijke multiplicatieve invloeden van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen op de TFP, terwijl bij vormgeving (2) slechts een aanvullende multiplicatieve invloed is gemodelleerd van het aandeel van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen in het totale publieke R&D-kapitaal. Omgezet in natuurlijke logaritmen resulteren uit deze benadering de loglineaire termen voor R&D-kapitaal zoals die in tabel B7.2 zijn weergegeven. Als alternatief voor het aandeel van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen in het totale publieke R&D-kapitaal zou ook gekozen kunnen worden voor het aandeel van R&D-kapitaal van researchinstellingen in het totale publieke R&D-kapitaal, dat hier het spiegelbeeld van is.

Tabel B7.3 geeft de resultaten weer van schattingen met een onderscheid tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen volgens de beide vormgevingen. In de schattingsvarianten (B7)-(B9) is vormgeving (1) opgenomen, in de schattingsvarianten (B10)-(B12) vormgeving (2). Voor de rest bestaan de geschatte vergelijkingen uit onderdelen van basisvergelijking (7.1), gepresenteerd in tabel 7.1. Het betreft verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling die in de laatste fase van de empirische schattingen van de basisvergelijking een rol speelden, namelijk binnen de schattingsvarianten (9)-(12) in tabel 7.2b. Binnen de schattingen in tabel B7.3 zijn de schattingsvarianten (B9) en (B12) direct vergelijkbaar met de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingvariant (12)). In deze schattingsvarianten is het effect van de ondernemerschapsvariabele buiten beschouwing gelaten en is verder de nettokapitaalinkomensquote opgenomen in plaats van de belasting- en premiedruk. In schattingvariant (B9) is verder de openheid van de economie buiten beschouwing gelaten, omdat die geen significante invloed blijkt te hebben binnen die schatting.

Bij de schattingsvarianten (B7)-(B9) blijkt er telkens sprake te zijn van een significant afzonderlijk gewicht van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen binnen het totale effect van R&D-kapitaal. In het geval van schattingsvariant (B9) wordt hiervoor een waarde van 0,24 gevonden. Vergeleken met de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b daalt het totale gewicht van publiek R&D-kapitaal in schattingsvariant (B9) van 0,40 naar 0,30. Voor R&D-kapitaal van researchinstellingen resteert daarmee een relatief laag gewicht van 0,06. Hoewel het onderscheid tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen in principe tot een betere verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zou kunnen leiden, is de verklaringskracht van de vergelijking iets lager geworden. Bij de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b bedroeg de R^2 0,9875. Nu komt deze uit op 0,9874. Ook gecorrigeerd voor het aantal vrijheidsgraden (relevant omdat de openheid van de economie nu niet als verklarende variabele is opgenomen) is de R^2 nu iets lager: 0,9868, tegenover 0,9869 bij de empirische voorkeursvergelijking. Als een niet-significant effect van de openheid van de economie wordt meegeschat (coëfficiënt: 0,05; t -waarde: 1,56), is de R^2 gecorrigeerd voor het aantal vrijheidsgraden bij beide schattingen praktisch gelijk, met een minniem hogere waarde bij de empirische voorkeursvergelijking (0,986932 versus 0,986931).

Tabel B7.3 Schattingsresultaten voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van de vergelijking (7.1) uit de hoofdtekst, met daarin verwerkt een onderscheid tussen twee soorten publiek R&D-kapitaal volgens de twee vormgevingen weergegeven in tabel B7.2*

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		Onderscheid binnen publiek R&D-kapitaal volgens vormgeving (1) in tabel B7.2			Onderscheid binnen publiek R&D-kapitaal volgens vormgeving (2) in tabel B7.2		
		(B7)	(B8)	(B9)	(B10)	(B11)	(B12)
c(1)	Constante (voor Nederland)	0,04 (2,54)	0,04 (2,75)	0,03 (2,50)	0,03 (2,40)	0,04 (2,68)	0,03 (2,42)
-	Kapitaalarbeidsverhouding; gewicht conform groeiboekhoudingsbenadering toegepast	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
c(2)	Gemiddelde opleidingsduur	0,40 (4,82)	0,39 (4,50)	0,44 (4,97)	0,38 (4,39)	0,35 (3,86)	0,40 (4,43)
c(3)	Arbeidsparticipatie	-0,51 (-7,03)	-0,47 (-6,38)	-0,44 (-6,28)	-0,52 (-7,03)	-0,47 (-6,19)	-0,44 (-6,13)
c(4)	Gewerkte uren per werkzame persoon**	-0,62 (-5,16)	-0,65 (-5,35)	-0,56 (-5,08)	-0,65 (-5,66)	-0,63 (-5,54)	-0,55 (-5,30)
c(5)	Binnenlands R&D-kapitaal; zelfstandig	0,14 (5,51)	0,11 (5,00)	0,12 (5,67)	0,14 (5,41)	0,11 (4,85)	0,11 (5,25)
c(6)	Gewicht van R&D-kapitaal bedrijven	0,55 (3,94)	0,76 (4,05)	0,70 (4,39)	0,55 (4,06)	0,66 (3,65)	0,63 (3,88)
	⇒ Gewicht van publiek R&D-kapitaal (= 1- c(6))	0,45	0,24	0,30	0,45	0,35	0,37
c(50)	Gewicht van R&D-kapitaal hogeronderwijsinstellingen	0,21 (2,46)	0,19 (2,48)	0,24 (3,41)	-	-	-
	⇒ Gewicht van R&D-kapitaal researchinstellingen (= 1- c(6)-c(50))	0,24	0,05	0,06	-	-	-
c(51)	Aandeel van R&D-kapitaal hogeronderwijsinstellingen in publiek R&D-kapitaal	-	-	-	0,09 (0,85)	0,06 (0,51)	0,11 (0,95)
c(7)	Interactie binnenlands R&D-kapitaal met aandeel van binnenlands R&D-kapitaal in 'wereldwijd' R&D-kapitaal	0,61 (6,68)	0,65 (7,90)	0,68 (8,13)	0,65 (6,40)	0,63 (6,31)	0,65 (6,45)
c(10)	Interactie buitenlands R&D-kapitaal met invoerquote	0,11 (3,13)	0,15 (3,52)	0,15 (3,51)	0,09 (2,84)	0,15 (3,69)	0,15 (3,60)
c(18)	Gecumuleerde 'catching-up' op basis van patentvoorraadpositie; interactie met binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	-0,04 (-5,68)	-0,04 (-5,12)	-0,04 (-5,79)	-0,04 (-5,57)	-0,04 (-5,02)	-0,04 (-5,62)
c(20)	Sectorstructuur: aandeel van (medium)hightechsectoren, in verhouding tot binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit	0,15 (8,50)	0,14 (7,61)	0,15 (8,51)	0,16 (8,00)	0,15 (7,36)	0,16 (8,07)
c(21)	Bijdrage van delfstoffenwinning aan toegevoegde waarde van totale economie; Noorwegen	0,93 (9,81)	0,92 (10,70)	0,90 (11,09)	0,92 (9,90)	0,95 (10,67)	0,93 (10,80)

Vervolg van tabel B7.3

		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(AP_{ind})$)					
		Onderscheid binnen publiek R&D-kapitaal volgens vormgeving (1) in tabel B7.2			Onderscheid binnen publiek R&D-kapitaal volgens vormgeving (2) in tabel B7.2		
		(B7)	(B8)	(B9)	(B10)	(B11)	(B12)
c(23)	Openheid van economie	0,05 (1,69)	- ^{***}	- ^{***}	0,05 ^{****} (1,47)	0,05 ^{****} (1,44)	0,05 ^{****} (1,56)
c(24)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	0,06 (2,02)		- ^{*****}	0,07 (2,06)	0,06 (1,78)	- ^{*****}
c(25)	Nettokapitaalinkomensquote (na aftrek winstbelasting) ^{*****}	- ^{*****}	0,17 (2,36)	0,16 (2,31)	- ^{*****}	0,17 (2,40)	0,17 (2,36)
c(26)	Belasting- en premiedruk	-0,10 (-2,45)	- ^{*****}	- ^{*****}	-0,10 (-2,38)	- ^{*****}	- ^{*****}
c(27)	Conjunctuur, gemeten op basis van werkloosheidsvoet	0,82 (4,90)	0,81 (4,82)	0,78 (4,61)	0,84 (4,99)	0,76 (4,59)	0,73 (4,35)
c(28)	Gewicht van lopend jaar binnen effect van conjunctuur	0,40 (2,73)	0,50 (3,10)	0,44 (2,59)	0,39 (2,77)	0,56 (3,33)	0,51 (2,79)
c(29)	Dummy voor West-Duitsland (1970-1990)	0,05 (3,12)	0,05 (2,91)	0,03 (2,31)	0,05 (2,89)	0,05 (2,65)	0,03 (2,15)
Landendummy's opgenomen?		Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
R ²		0,98781	0,98782	0,9874	0,9878	0,9880	0,9876
Gecorrigeerde R ²		0,98718	0,98722	0,9868	0,9872	0,9874	0,9870
Durbin-Watson (D.W.)		0,28	0,25	0,26	0,29	0,25	0,26
Schattingsperiode		1970-2006					
Aantal landen		20					
⇒ Aantal waarnemingen		740 (= 20 × 37)					

- * Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).
- ** Landenspecifieke trendvariabelen ingezet als instrumentele variabelen.
- *** Niet significant (wel plausibel teken).
- **** Niet significant, maar gehandhaafd naast c(51) met een nog geringere bijdrage aan de verklarende kracht van de vergelijking. Het buiten beschouwing laten van een effect van c(51) leidt tot een significante waarde van c(23).
- ***** Buiten beschouwing gelaten, conform empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)).
- ***** Eén jaar vertraagde waarde gehanteerd als instrumentele variabele.
- ***** Naast elkaar opgenomen zijn c(25) en c(26) beide niet significant bij de schattingsvarianten (B9)-(B12), bij de schattingsvarianten (B7)-(B8) is dan alleen c(25) niet significant; afzonderlijk opgenomen levert c(25) overal een grotere bijdrage aan de verklarende kracht van de vergelijking dan c(26).

Bij de schattingsvarianten (B10)-(B12) wordt er naast een significante invloed van het totale publieke R&D-kapitaal geen significante invloed gevonden van het aandeel van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen in de totale hoeveelheid R&D-kapitaal. Daarmee komt er

geen rol van betekenis naar voren van de verdeling van het publieke R&D-kapitaal over hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen. Dat bevestigt dat een onderscheid tussen R&D-kapitaal van researchinstellingen en R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen geen aanvullende verklaringskracht biedt.

B7.3 Mogelijk interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur op het niveau van de arbeidsproductiviteit bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal

In paragraaf 7.3 zijn bij de schattingen van basisvergelijking (7.1) mogelijke interactie-effecten van de gemiddelde opleidingsduur bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal onderzocht die een positief effect van het niveau van de gemiddelde opleidingsduur op de groei van de arbeidsproductiviteit in zouden houden. Deze groei-effecten werden niet empirisch bevestigd. Evenmin werden effecten van het niveau van de gemiddelde opleidingsduur op de groei van de arbeidsproductiviteit bevestigd via ‘catching-up’. In het onderstaande wordt bezien of er wel interactie-effecten van de gemiddelde opleidingsduur bij de invloed van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal zijn waar te nemen op het niveau van de arbeidsproductiviteit.

Mogelijk interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal

Bij de invloed van binnenlands R&D-kapitaal wordt hiervoor een te schatten term bepaald door binnen de logaritmische term voor de invloed van binnenlands R&D-kapitaal de indexwaarden voor de één jaar vertraagde voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal te vermenigvuldigen met de indexwaarden voor de één jaar vertraagde gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van respectievelijk privaat en publiek R&D-kapitaal en die vervolgens in verhouding te plaatsen tot de niet-vermenigvuldigde indexwaarden voor de één jaar vertraagde voorraden privaat en publiek binnenlands R&D-kapitaal. Daarmee wordt naast de reguliere termen voor binnenlands R&D-kapitaal uit basisvergelijking (7.1) in tabel 7.1, te weten

$$c(5) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1))\} \\ + c(7) \times (RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \left\{ \begin{array}{l} c(6) \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) \\ + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1)) \end{array} \right\},$$

een term verkregen waarmee een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal kan worden geschat. Die term kan als volgt worden weergegeven:

$$c(52) \times (c(5) + c(7) \times RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \left\{ \begin{array}{l} c(6) \times \ln \left(\frac{GO_RDKBEBI_{ind}(-1) \times RDKBEBI_{ind}(-1)}{RDKBEBI_{ind}(-1)} \right) \\ + (1 - c(6)) \times \ln \left(\frac{GO_RDKPUBI_{ind}(-1) \times RDKPUBI_{ind}(-1)}{RDKPUBI_{ind}(-1)} \right) \end{array} \right\}$$

Hierin is $c(52)$ een extra te schatten coëfficiënt naast $c(5)$ en $c(7)$, die al in de reguliere termen voor binnenlands R&D-kapitaal voorkomen. De variabele $GO_RDKTOBI$ uit basisvergelij-

king (7.1), die de gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van het totale binnenlandse R&D-kapitaal weergeeft, is hierbij uitgesplitst naar privaat en publiek R&D-kapitaal afzonderlijk, waarna vervolgens indexwaarden zijn berekend. Dat resulteert in de variabelen $GO_RDKBEBI_{ind}$ en $GO_RDKPUBI_{ind}$, die de gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van respectievelijk privaat en publiek binnenlands R&D-kapitaal uitdrukken als indexcijfers ten opzichte van 1969. Bovenstaande term is te verkorten tot:

$$c(52) \times (c(5) + c(7) \times RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \left\{ \begin{array}{l} c(6) \times \ln(GO_RDKBEBI_{ind}(-1)) \\ + (1 - c(6)) \times \ln(GO_RDKPUBI_{ind}(-1)) \end{array} \right\}$$

Het empirisch resultaat voor deze term is onderzocht met de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)) als uitgangspunt. De empirische schatting levert voor coëfficiënt $c(52)$ een waarde op van 1,65 met een t -waarde van 1,97. Voor $c(5)$ en $c(7)$ worden daarbij waarden gevonden van respectievelijk 0,11 en 0,46 met t -waarden van 5,53 en 4,53. Voor een direct zelfstandig effect van de gemiddelde opleidingsduur via de term $c(2) \times \ln(GO_{ind})$ in de te schatten vergelijking wordt nu een niet-significante coëfficiënt verkregen van 0,22 met een t -waarde van 1,55. Een significant interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van R&D-kapitaal gaat hier dus samen met een niet-significant zelfstandig effect van de gemiddelde opleidingsduur.

Wordt vervolgens een zelfstandige rol van de gemiddelde opleidingsduur buiten beschouwing gelaten (door $c(2)$ een waarde van 0 te geven), dan volgt voor het interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van R&D-kapitaal een coëfficiënt van 2,81 met een t -waarde van 4,27. Die t -waarde is iets lager dan de t -waarde van 4,43 die voor een zelfstandig effect van de gemiddelde opleidingsduur gevonden wordt indien het interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur niet in de schatting wordt meegenomen. Dan wordt weer uitgekomen op het resultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b (schattingsvariant (12)). Ook is de verklaringskracht van de vergelijking dan iets lager: 0,98751, tegenover 0,98753 bij de empirische voorkeursvergelijking. Hoewel een significant interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij de opbouw van binnenlands R&D-kapitaal wordt gevonden, wordt daarmee uiteindelijk geen betere verklaringskracht van de vergelijking verkregen. Het interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur komt dan in de plaats van een zelfstandig effect van de gemiddelde opleidingsduur, waarmee de verklaringskracht van de vergelijking iets lager wordt dan die van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 7.2b.

Daarmee kan (in tweede instantie) geconcludeerd worden dat geen rol naar voren komt van een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur in aanvulling op het zelfstandige effect van de gemiddelde opleidingsduur zoals dat in de empirische voorkeursvergelijking is geschat. Indien $c(2)$ wordt vastgeprikt op de waarde die in de empirische voorkeursvergelijking is gevonden van (op zes decimalen nauwkeurig: 0,398105), dan volgt voor $c(52)$ een niet-significante waarde van 0,61 met een t -waarde van 1,05.

Mogelijk interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal

Bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal wordt op analoge wijze te werk gegaan door binnen de logaritmische term voor de hoeveelheid buitenlands R&D-kapitaal de indexwaarden voor de één jaar vertraagde private en publieke voorraden R&D-kapitaal te vermenigvuldigen met de indexwaarde voor de één jaar vertraagde gemiddelde opleidingsduur en die vervolgens in verhouding te plaatsen tot de niet-vermenigvuldigde indexwaarden voor de één jaar vertraagde voorraden privaat en publiek buitenlands R&D-kapitaal. Daarmee wordt naast de reguliere termen voor buitenlands R&D-kapitaal uit basisvergelijking (7.1) in tabel 7.1, te weten

$$c(9) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1))\} \\ + c(10) \times (IQ(-1)/100) \times \{c(6) \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + (1 - c(6)) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1))\},$$

een term verkregen waarmee een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur geschat kan worden. Die term kan als volgt worden geformuleerd:

$$c(53) \times (c(9) + c(10) \times IQ(-1)/100) \times \left\{ \begin{array}{l} c(6) \times \ln \left(\frac{GO_{ind}(-1) \times RDKBEBU_{ind}(-1)}{RDKBEBU_{ind}(-1)} \right) \\ + (1 - c(6)) \times \ln \left(\frac{GO_{ind}(-1) \times RDKPUBU_{ind}(-1)}{RDKPUBU_{ind}(-1)} \right) \end{array} \right\}$$

Hierin geeft $c(53)$ een extra te schatten coëfficiënt weer naast $c(9)$ en $c(10)$, die al in de reguliere term voor buitenlands R&D-kapitaal voorkomen. Deze term kan worden verkort tot:

$$c(53) \times (c(9) + c(10) \times IQ(-1)/100) \times \ln(GO_{ind}(-1))$$

Door de (één jaar vertraagde) invoerquote als interactievariabele binnen bovenstaande term is de invloed van de gemiddelde opleidingsduur bij het effect van buitenlands R&D-kapitaal analytisch te onderscheiden van een direct zelfstandig effect van de gemiddelde opleidingsduur via de formulering $c(2) \times \ln(GO_{ind})$ in de te schatten vergelijking.

Ook van deze term is de invloed nagegaan met de empirische voorkeursvergelijking uit tabel 7.2b (schattingsvariant (12)) als uitgangspunt. Daarbij is $c(9)$ een waarde van 0 gegeven, aangezien die coëfficiënt geen rol heeft in de empirische voorkeursvergelijking. De empirische schatting levert een waarde van coëfficiënt $c(53)$ op van 1,08 met een t -waarde van 0,23. Coëfficiënt $c(10)$ heeft daarbij een waarde van 0,13 met een t -waarde van 1,08. Hieruit kan worden geconcludeerd dat geen empirische steun wordt gevonden voor een interactie-effect van de gemiddelde opleidingsduur op het niveau van de arbeidsproductiviteit bij de invloed van buitenlands R&D-kapitaal. Voor een direct zelfstandig effect van de gemiddelde opleidingsduur via de term $c(2) \times \ln(GO_{ind})$ in de te schatten vergelijking wordt daarentegen een significant effect gevonden met een waarde van de coëfficiënt die niet veel lager is dan in de empirische voorkeursvergelijking: een elasticiteit van 0,36 met een t -waarde van 2,46.

8 Panelanalyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven

8.1 Inleiding

In dit hoofdstuk wordt een empirische analyse gepresenteerd ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product. Daarmee wordt verder inzicht verkregen in de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, aangezien R&D een fundamentele basis vormt voor innovatie en als gevolg hiervan een belangrijke verklarende factor is voor de TFP-ontwikkeling. Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 is het belang van R&D voor de TFP-ontwikkeling gekwantificeerd. In paragraaf 6.5 (in combinatie met de bijbehorende bijlagen) heeft een uitgebreide bespreking plaatsgevonden van mogelijke determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven en is globaal aangegeven hoe hier rekening mee wordt gehouden in de nu volgende empirische analyse. In paragraaf 6.6 (en bijbehorende bijlage) zijn vervolgens de methodologische uitgangspunten voor de empirische analyse besproken. Net als bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in het vorige hoofdstuk wordt gewerkt met panelschattingen op basis van de cointegratiebenadering.

De analyse in dit hoofdstuk kent een opbouw die sterk vergelijkbaar met die bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in het vorige hoofdstuk. In paragraaf 8.2 wordt een te schatten basisvergelijking opgesteld en toegelicht. Dat is een langetermijnevenwichtsrelatie in niveaus waarin een groot aantal variabelen en mechanismen is opgenomen. In paragraaf 8.3 vinden empirische schattingen plaats van de basisvergelijking voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006. Aan de hand van verschillende schattingsvarianten wordt daarbij toegevoerd naar een empirische voorkeursvergelijking als vergelijking waar op grond van de empirische uitkomsten en economisch-theoretische plausibiliteit de voorkeur naar uit kan gaan. Paragraaf 8.4 geeft vervolgens een bespreking van de empirische voorkeursvergelijking per verklarende factor. In bijlage B8 bij dit hoofdstuk worden aanvullende schattingen gepresenteerd, waarbij de gevoeligheid van het schattingsresultaat wordt gezien voor een aantal variaties op de basisschattingen in paragraaf 8.3. In paragraaf 8.5 wordt de kortetermijndynamiek bij de verklaring van de R&D-uitgaven onderzocht door dynamische specificaties met een foutencorrectiemechanisme te schatten. Daarbij wordt de in paragraaf 8.3 geschatte empirische voorkeursvergelijking gebruikt om de langetermijnevenwichtswaarden binnen de dynamische specificaties te kwantificeren. In paragraaf 8.6 volgt tot slot een samenvattend beeld van de empirische resultaten die in dit hoofdstuk zijn verkregen.

8.2 Te schatten langetermijnevenwichtsrelatie

Op te nemen verklarende factoren

Bij de empirische schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven wordt onder andere voortgebouwd op eerdere analyses van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004), waarin specifiek de invloeden van overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D en van publieke R&D op de R&D-uitgaven van bedrijven zijn onderzocht. In lijn met deze twee onderzoeken wordt bij de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D een onderscheid gemaakt tussen fiscale faciliteiten en de overige overheidsfinanciering, die subsidies,

kredieten en R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven omvat. Verder wordt, eveneens in lijn met de onderzoeken van Guellac en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004), bij publieke R&D een onderscheid gemaakt tussen de R&D uitgevoerd door hogeronderwijsinstellingen en R&D uitgevoerd door researchinstellingen. In afwijking van de genoemde onderzoeken wordt hier echter niet eenvoudigweg uitgegaan van lopende R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen, maar van tot R&D-kapitaal gecumuleerde waarden van deze R&D-uitgaven.

In aanvulling op de directe invloed van publieke R&D wordt verder rekening gehouden met een mogelijke invloed van publiek-private interactie, waarvoor als maatstaf wordt uitgegaan van het aandeel van private financiering in het R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen. Daarnaast wordt een groot aantal andere variabelen opgenomen. Die zijn gebaseerd op diverse empirische studies en op eigen inzichten, mede in relatie tot de analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7. Zo wordt rekening gehouden met de relatieve prijs van R&D (prijs van R&D in verhouding tot de prijs van het bruto binnenlands product), de sectorstructuur, de hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland, de gemiddelde opleidingsduur, de bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven, de reële rente, de openheid van de economie en de stand van de conjunctuur.

Basisvergelijking

Tabel 8.1 toont hoe de verklarende factoren zijn vormgegeven binnen basisvergelijking (8.1) als te schatten langetermijnevenwichtsrelatie in niveau. De betekenis van de symbolen is weergegeven in de symbolenlijst onder de vergelijking. De verklarende factoren in tabel 8.1 zijn eerder volgens dezelfde indeling gepresenteerd in tabel 6.2 in hoofdstuk 6. In die tabel wordt aangegeven op welke plaatsen binnen hoofdstuk 6 de afzonderlijke verklarende factoren theoretisch en op basis van empirische literatuur zijn besproken. In tegenstelling tot de vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 wordt nu niet uitgegaan van variabelen uitgedrukt ten opzichte van een referentiejaar. Hierdoor zijn de resultaten niet alleen interpreteerbaar voor de verklaring van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven over de tijd, maar kunnen ze ook in de cross-sectiedimensie gehanteerd worden om niveauverschillen tussen landen bij de R&D-intensiteit van bedrijven te verklaren. Een uitzondering geldt voor de relatieve prijs van R&D, die op basis van data over prijs- en loonontwikkelingen is berekend als indexcijfer ten opzichte van 2005 als basisjaar.

De vergelijking heeft een loglineaire basisstructuur, waarmee de coëfficiënten veelal elasticiteiten uitdrukken. Op een aantal plaatsen zijn de variabelen semi-logaritmisch weergegeven. Dat geldt voor de twee categorieën overheidsfinanciering van private R&D, de twee categorieën publiek R&D-kapitaal, de daaraan gerelateerde indicator voor publiek-private interactie, de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven en de reële rente. De semi-logaritmische vormgeving van deze variabelen kan op de volgende wijze worden onderbouwd:

- De semi-logaritmische vormgeving bij de overheidsfinancieringsvariabelen hangt samen met lineaire multipliereffecten die bij deze variabelen theoretisch als uitgangspunt zijn genomen. Daar wordt verderop nader op ingegaan.
- Bij de invloed van publiek R&D-kapitaal is de gedachte dat publiek ontwikkelde kennis

Tabel 8.1 Basisvergelijking (8.1) voor de verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven

	Vormgeving in vergelijking (8.1)
Te verklaren variabele: R&D-intensiteit van bedrijven	$\ln\left(\frac{RDBE}{BBP}\right)$
Verklarende factoren:	
<ul style="list-style-type: none"> Algemene constante 	c(1)
<i>Overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D</i> <ul style="list-style-type: none"> Fiscale R&D-stimulering 	$c(2) \times \frac{\left(1 - \frac{1}{8} \times \sum_{i=t-7}^t BINDEX_i\right) \times RDBE / BBP}{[RDBE / BBP]_{gem(1970-2006)}}$
<ul style="list-style-type: none"> Overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D exclusief fiscaal 	$c(3) \times \frac{RDBE_OVF / BBP}{[RDBE / BBP]_{gem(1970-2006)}}$
<i>Publieke R&D</i> <ul style="list-style-type: none"> R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen Private financiering binnen opgebouwd publiek R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen (indicator voor publiek-private interactie) 	$c(4) \times \left(c(5) \times \frac{RDKHO}{BBP} + (1 - c(5)) \times \frac{RDKRE}{BBP} \right)$ $c(6) \times \left\{ \begin{array}{l} \frac{c(7) \times RDKHO}{(c(7) \times RDKHO + (1 - c(7)) \times RDKRE)} \times \\ RDKHO_PFAD / 100 + \\ \frac{(1 - c(7)) \times RDKRE}{(c(7) \times RDKHO + (1 - c(7)) \times RDKRE)} \times \\ RDKRE_PFAD / 100 \end{array} \right\}$
<i>Relatieve prijs van R&D</i> Relatieve prijs van R&D (gedefinieerd als prijs van R&D in verhouding tot prijs van bruto binnenlands product)	$c(8) \times \frac{1}{8} \times \sum_{i=t-7}^t \ln(RPRD_{ind}_i)$
<i>Sectorstructuur en technologisch/economisch ontwikkelingsniveau van een land</i> <ul style="list-style-type: none"> Aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie Aandeel van (medium)hightechsectoren in toegevoegde waarde van industrie Hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland en op het wereldwijde niveau Hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland versus die in het buitenland (relevant voor R&D-vestigingsklimaat), met de openheid van de economie als interactieterm 	$c(9) \times \ln(IND_ADTWTO)$ $c(10) \times \ln(HT_ADTWIND)$ $c(11) \times \frac{TKVUSPAT(-1)}{BB(-1)/1000} + c(12) \times \frac{TKVUSPAT_WE(-1)}{BB_WE(-1)/1000}$ $c(13) \times (OH / 100) \times \left(\frac{TKVUSPAT(-1)}{BB(-1)/1000} - \frac{TKVUSPAT_BU(-1)}{BB_BU(-1)/1000} \right)$

Vervolg van tabel 8.1

Verklarende factoren, vervolg:	Vormgeving in vergelijking (8.1)
<p><i>Sectorstructuur en technologisch/economisch ontwikkelingsniveau van een land, vervolg</i></p> <p>(Materieel) welvaartsniveau</p>	$c(14) \times \ln\left(\frac{BBP}{POP}\right)$
<p><i>Randvoorwaardelijke aspecten</i></p> <ul style="list-style-type: none"> • Gemiddelde opleidingsduur • Bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland • Nettokapitaalinkomensquote bedrijven (indicator voor winstgevendheid van bedrijven) • Reële rente • Beschikbaarheid van bankkrediet • Belasting- en premiedruk • Ondernemersquote, ten opzichte van 'evenwichtswaarde' • Openheid van de economie 	$c(15) \times \ln(GO)$ $c(16) \times \left\{ \left(\frac{c(17) \times BA}{c(17) \times BA + (1 - c(17)) \times EXP} \right) \times \ln(IPR) + \left(\frac{(1 - c(17)) \times EXP}{c(17) \times BA + (1 - c(17)) \times EXP} \right) \times \ln(IPR - BU_{gew}) \right\}$ $c(18) \times (KIQ(-1) - WBQ(-1)) / 100$ $c(19) \times RREN$ $c(20) \times \ln(BKQ)$ $c(21) \times \ln(BPD)$ $c(22) \times \ln\left(\frac{OQ}{OQEV}\right)$ $c(23) \times \ln(OH_{COR})$
<p><i>R&D-intensiteit bij concurrenten en leveranciers</i></p> <ul style="list-style-type: none"> • R&D-intensiteit van bedrijven wereldwijd 	$c(24) \times \ln\left(\frac{RDBE_WE(-1)}{BBP_WE(-1)}\right)$
<p><i>Omvang van de economie en stand van de conjunctuur</i></p> <ul style="list-style-type: none"> • Omvang van beroepsbevolking (hier gehanteerde maatstaf voor omvang van economie) • Stand van de conjunctuur 	$c(25) \times \ln(BB)$ $c(26) \times \ln(CON)$
<p><i>Dummy's</i></p> <ul style="list-style-type: none"> • Dummy voor West-Duitsland • Landendummy's (voor landen buiten Nederland) 	$c(27) \times DUM_{WDUI}$ $c(28) \times DUM_{AUS} + \dots + c(46) \times DUM_{ZWI}$

Symbolenlijst bij vergelijking (8.1)

BA	=	volume van binnenlandse afzet (miljoenen nationale valuta, prijzen van 2005)
----	---	--

Vervolg van symbolenlijst bij vergelijking (8.1)

<i>BB</i>	=	omvang van beroepsbevolking (aantal personen)
<i>BBP</i>	=	volume van bruto binnenlands product (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>BB_BU</i>	=	waarde van variabele <i>BB</i> in het buitenland (buitenland gerepresenteerd door de 19 andere OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen)
<i>BB_WE</i>	=	waarde van variabele <i>BB</i> in de wereld (wereld gerepresenteerd door de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen)
<i>BBP_WE</i>	=	waarde van variabele <i>BBP</i> in de wereld (wereld gerepresenteerd door de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen)
<i>BINDEX</i>	=	B-index ($1 - BINDEX$ = fiscale 'R&D-subsidie' per euro R&D)
<i>BKQ</i>	=	bankkredietquote, gedefinieerd als bankkrediet verstrekt aan private sector, in verhouding tot het bruto binnenlands product; %
<i>BPD</i>	=	totale belasting- en premiedruk, gedefinieerd als totale belasting- en premie-opbrengsten in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product; %
<i>CON</i>	=	conjunctuurvariabele, betrekking hebbend op de ontwikkeling van het bruto binnenlands product; gedefinieerd als volume van het bruto binnenlands product in verhouding tot de trendmatige waarde ervan, berekend met een Hodrick-Prescott-filter; perunage
<i>DUM_{AUS} ... DUM_{ZWI}</i>	=	landendummy's voor alle 20 landen (in alfabetische volgorde: Australië ... Zwitserland) behalve Nederland
<i>DUM_{WDUI}</i>	=	dummy voor West-Duitsland, in verband met de hereniging van Duitsland in oktober 1990 (1 voor Duitsland in de jaren tot en met 1990, 0 voor Duitsland in jaren vanaf 1991)
<i>EXP</i>	=	volume van export (miljoenen nationale valuta, prijzen van 2005)
<i>gem(1970-2006)</i>	=	subscript ter aanduiding van het gemiddelde over de periode 1970-2006 van <i>RDBE/BBP</i> ; dit gemiddelde dient als neutrale basiswaarde voor de omzetting van een lineair multipliereffect van overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D (fiscale R&D-faciliteiten en overige overheidsfinanciering) naar een semi-logaritmisch effect binnen de logaritmische specificatie
<i>GO</i>	=	gemiddelde opleidingsduur van bevolking in leeftijd 25-64 jaar (in jaren)
<i>HT_ADTWIND</i>	=	aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de bruto toegevoegde waarde van de industrie (uitgaande van nominale bedragen); %
<i>i</i>	=	jaaraanduiding bij sommering over jaren; wordt gebruikt bij gemiddelde waarde van <i>BINDEX</i> en <i>RPRD_{ind}</i> over een periode van 8 jaren ($t-7$ tot en met t); via <i>i</i> wordt aangegeven over welke jaren gesommeerd wordt
<i>IND_ADTWTO</i>	=	aandeel van de industrie in de bruto toegevoegde waarde van de totale economie (uitgaande van nominale bedragen); %
<i>IPR</i>	=	indicator voor bescherming van intellectueel eigendom in een land ('index of patent rights'; schaal 0-5)
<i>IPR_BU_{gew}</i>	=	op basis van exportaandelen gewogen gemiddelde van variabele <i>IPR</i> in het buitenland (buitenland gerepresenteerd door de andere 19 OECD-landen in het onderzoek)
<i>KIQ</i>	=	nettokapitaalinkomensquote bedrijven, gedefinieerd als nettokapitaalinkomen in verhouding tot netto toegevoegde waarde van bedrijven tegen factor-kosten; %
<i>OH</i>	=	openheid van de economie, gemeten op basis van volumes van export en import in verhouding tot de omvang van de economie; %
<i>OH_{COR}</i>	=	waarde van variabele <i>OH</i> , met behulp van een regressievergelijking gecorrigeerd voor de relatieve omvang van de economie (omvang van de binnenlandse economie in verhouding tot de omvang van de economie in 19 andere OECD-landen); %
<i>OQ</i>	=	ondernemersquote, gedefinieerd als het aantal ondernemers (exclusief

Vervolg van symbolenlijst bij vergelijking (8.1)

<i>OQEV</i>	= ondernemers in de landbouwsector) in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking, % [*] = 'evenwichtswaarde' van de ondernemersquote, die in een negatieve relatie staat tot het economisch ontwikkelingsniveau van een land (volume van bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking), conform het onderzoek van Carree e.a. (2007); %
<i>POP</i>	= omvang van bevolking (aantal personen)
<i>RDBE</i>	= volume van binnenlandse R&D-uitgaven van bedrijven (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>RDBE_OVF</i>	= volume van binnenlandse R&D-uitgaven van bedrijven, gefinancierd door de overheid, exclusief fiscale faciliteiten (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>RDBE_WE</i>	= waarde van variabele <i>RDBE</i> in de wereld (wereld gerepresenteerd door de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen)
<i>RDKHO</i>	= volume van binnenlands R&D-kapitaal hogeronderwijsinstellingen (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>RDKHO_PFAD</i>	= aandeel van private financiering binnen opgebouwd binnenlands R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen; %
<i>RDKRE</i>	= volume van binnenlands R&D-kapitaal researchinstellingen (miljoenen US\$, prijzen van 2005, nationale valuta omgerekend via koopkrachtpariteiten)
<i>RDKRE_PFAD</i>	= aandeel van private financiering binnen opgebouwd binnenlands R&D-kapitaal van researchinstellingen; %
<i>RPRD_{ind}</i>	= indicator voor relatieve prijs van R&D-uitgaven (prijsspeil R&D-uitgaven in verhouding tot prijspeil bruto binnenlands product); index, 2005 = 1
<i>RREN</i>	= reële rente, gedefinieerd als nominale lange rente op overheidsobligaties minus het vijfjaars gecentreerd voortschrijdend gemiddelde van de inflatie, berekend op basis van de prijsontwikkeling van het bruto binnenlands product
<i>t</i>	= aanduiding voor het lopende jaar; wordt gebruikt bij gemiddelde waarde van <i>BINDEX</i> en <i>RPRD_{ind}</i> over een periode van 8 jaren (<i>t</i> -7 tot en met <i>t</i>)
<i>TKVUSPAT</i>	= hoogwaardige technologische kennisvoorraad, gemeten op basis van toegekende Amerikaanse patenten in het binnenland (aantal toegekende Amerikaanse patenten <i>t</i> /m jaar <i>t</i> +3; gecorrigeerd voor afschrijvingen in verband met veroudering van kennis)
<i>TKVUSPAT_BU</i>	= waarde van variabele <i>TKVUSPAT</i> in het buitenland (buitenland gerepresenteerd door de 19 andere OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen)
<i>TKVUSPAT_WE</i>	= waarde van variabele <i>TKVUSPAT</i> in de wereld (wereld gerepresenteerd door de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen)
<i>WBQ</i>	= winstbelastingquote, gedefinieerd als winstbelasting in verhouding tot netto toegevoegde waarde van bedrijven tegen factorkosten; %

* Bij Italië is de ondernemersquote gecorrigeerd voor een positief landenspecifiek effect, gevonden in het onderzoek van Carree e.a. (2007). Zoals bij de symbolenlijst in paragraaf 7.2 al is vermeld, is het aantal ondernemers in Italië sterk hoger dan overeenkomt met het welvaartsniveau in Italië, wat kan worden toegeschreven aan de vele zelfstandig ('autonoom') werkende personen in Noord-Italië (Belussi, 1998).

benut kan worden bij R&D-activiteiten van bedrijven. Het is niet aannemelijk dat publiek R&D-kapitaal een noodzakelijke voorwaarde is voor R&D-activiteiten van bedrijven (uitgaande van een positieve invloed van publiek R&D-kapitaal). Hetzelfde geldt voor pu-

bliek-private interactie bij de vorming van publiek R&D-kapitaal. Daarom kunnen bij de variabelen voor publiek R&D-kapitaal en publiek-private interactie semi-logaritmische invloeden realistischer worden geacht dan logaritmische invloeden.²³¹

- In lijn met de behandeling van publiek R&D-kapitaal zijn ook de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad semi-logaritmisch vormgegeven. Net als bij publiek R&D-kapitaal betreft het hier opgebouwde kennis die benut kan worden bij private R&D-activiteiten, maar die geen noodzakelijke voorwaarde vormt voor R&D-activiteiten van bedrijven. Bij de aanvullende schattingen in bijlage B8 zal een gevoeligheidstoets worden gepresenteerd met een logaritmische vormgeving van de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad.
- Bij de nettokapitaalinkomensquote en de reële rente is de semi-logaritmische vormgeving mede ingegeven door het praktische gegeven dat deze variabelen negatieve waarden kunnen hebben, waarover geen logaritmen kunnen worden berekend. Binnen de tijdreeksen voor de 20 OECD-landen die bij de empirische schattingen worden gebruikt, komt in een beperkt aantal gevallen een negatieve waarde van de nettokapitaalinkomensquote voor. Een negatieve waarde van de reële rente komt veelvuldig voor (met name in de jaren zeventig, toen de inflatie in veel landen hoog was). Semi-logaritmische vormgevingen van deze variabelen zijn ook theoretisch goed beredeneerbaar. Het is niet aannemelijk dat een (tijdelijke) waarde van 0 van de nettokapitaalinkomensquote of de reële rente een sterk overheersende negatieve of positieve uitwerking zou hebben op de R&D-uitgaven van bedrijven.²³²

Toelichting op onderdelen van de basisvergelijking

Hieronder volgt een puntsgewijze toelichting op een aantal onderdelen van de te schatten basisvergelijking. Het betreft hier overwegend technische aspecten die nog niet concreet aan de orde zijn gekomen in hoofdstuk 6 en de bijbehorende bijlage B6.2.

- *Overheidsfinanciering van private R&D-uitgaven*

Bij de overheidsfinanciering van de private R&D-uitgaven worden fiscale R&D-faciliteiten onderscheiden van overige overheidsfinanciering. In het laatste geval betreft het overheidsfinanciering via subsidies/kredieten en R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven. Om de effecten van de fiscale faciliteiten en de overige overheidsfinanciering direct inzichtelijk te maken, is binnen de logaritmische basisstructuur van de vergelijking gekozen voor een vormgeving waarbij de coëfficiënten als marginale effecten van de overheidsfinanciering kunnen worden geïnterpreteerd. Daarmee wordt afgeweken van de onderzoeken van Guellec en Van Pottelsberghe (2000) en de Europese Commissie (2004). Daar is de invloed van fiscale faci-

²³¹ De semi-logaritmische vormgeving houdt in dat voor deze variabelen is verondersteld dat sprake is van een invloed van 0 op de verklarende variabele bij een waarde van 0 van de verklarende variabele. Bij een logaritmische vormgeving zou verondersteld worden dat binnen een achterliggende (niet-logaritmische) multiplicatieve specificatie de te verklaren variabele de waarde 0 of oneindig krijgt indien de te verklaren variabele de waarde 0 heeft (afhankelijk van het teken van de coëfficiënt; zie hierover verder voetnoot 211).

²³² Overigens zou men vanuit die invalshoek bezien ook bij andere variabelen, waaronder de belastingen en premiedruk en de mate van ondernemerschap, een semi-logaritmische vormgeving kunnen overwegen. Om arbitraire keuzes op dit terrein te vermijden, is ervoor gekozen om de vergelijking verder logaritmisch van karakter te houden.

teiten en de overige overheidsfinanciering aan de hand van elasticiteiten geschat. Die kunnen vervolgens bij bepaalde gemiddelde waarden van de overheidsfinanciering in verhouding tot de R&D-uitgaven (binnen de waarnemingen van landen/jaren in de empirische analyse) worden omgerekend naar marginale effecten van de overheidsfinanciering op de R&D-uitgaven van bedrijven. In dit onderzoek wordt voor een directe benadering gekozen, uitgaande van lineaire effecten van beide categorieën overheidsfinanciering op de R&D-uitgaven van bedrijven.

Hiertoe zijn lineaire relaties voor het effect van de overheidsfinanciering op de R&D-intensiteit van bedrijven binnen de logaritmische basisstructuur van de vergelijking vertaald naar semi-logaritmische verbanden. Dat is gedaan door een semi-logaritmisch effect van de overheidsfinanciering op de R&D-intensiteit van bedrijven te delen door een vaste basiswaarde voor de R&D-intensiteit van bedrijven. Voor die vaste basiswaarde is (per land) de gemiddelde waarde van de R&D-intensiteit in de schattingsperiode 1970-2006 gekozen, aangezien die neutraal uitwerkt op de hoogte van de te schatten coëfficiënten.²³³ Coëfficiënt $c(2)$ geeft het te schatten effect weer van fiscale faciliteiten en coëfficiënt $c(3)$ het te schatten effect van de overige overheidsfinanciering.

Bij de fiscale faciliteiten wordt uitgegaan van de B-index van de OECD. 1 minus de B-index is een indicator voor de fiscale 'R&D-subsidie' per euro R&D 'aan de marge' (zoals besproken is in paragraaf 6.5.1). Er is rekening gehouden met een vertraagde doorwerking van deze fiscale 'subsidievoet' in de R&D-uitgaven van bedrijven. Uit de empirische schattingen kwam een vertragsperiode van (in totaal) zeven jaar naar voren, wat in lijn is met de lange doorwerkingsperiode die door Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) werd gevonden voor fiscale R&D-faciliteiten (via de gebruikskosten van R&D). Door de vertraagde fiscale subsidievoet te vermenigvuldigen met de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product, wordt een semi-logaritmisch effect van de fiscale R&D-stimulering in verhouding tot het bruto binnenlands product verkregen. Vervolgens wordt dit semi-logaritmische effect gedeeld door de gekozen basiswaarde voor de R&D-intensiteit van bedrijven om een marginaal multipliereffect van de fiscale R&D-stimulering op de R&D-uitgaven van bedrijven te kunnen schatten (weergegeven door $c(2)$).

Dat marginale multipliereffect is nauw gerelateerd aan de prijselasticiteit van R&D. Het geeft het marginale effect op de R&D-uitgaven weer in verhouding tot de prijsverlaging van R&D die 'aan de marge' wordt bereikt met de fiscale R&D-stimulering. Bij 'conventionele' regelingen representeert de te schatten coëfficiënt het marginale effect op de R&D-uitgaven van een euro extra fiscale R&D-stimulering, die bij een conventionele regeling wordt verdeeld over het totaal aan R&D-uitgaven. Dan wordt direct een multiplier tot uitdrukking gebracht,

²³³ Van een neutrale uitwerking zou bijvoorbeeld geen sprake zijn als de R&D-intensiteit in (basisjaar) 2005 als vaste basiswaarde wordt gekozen. In de opgestelde vergelijking is te zien dat er een rechtstreeks negatief verband bestaat tussen de vaste basiswaarde voor de R&D-intensiteit van bedrijven die wordt gekozen en de hoogte van de te schatten coëfficiënten. In feite wordt bij de hier beschreven benadering het effect van de overheidsfinanciering semi-logaritmisch geschat, maar wordt de verkregen semi-elasticiteit daarbij op neutrale wijze vertaald naar een marginaal effect voor de totale schattingsperiode door hier de gemiddelde waarde van de R&D-intensiteit in de schattingsperiode bij te betrekken.

te definiëren als de extra R&D-uitgaven per euro extra overheidsfinanciering. Bij incrementele regelingen kan het marginale effect op de R&D-uitgaven van een euro extra fiscale R&D-stimulering hoger zijn dan de hier bedoelde multiplier, omdat in dat geval de fiscale R&D-stimulering beperkt blijft tot de R&D-uitgaven van individuele bedrijven boven een bepaald (bedrijfsafhankelijk) basisbedrag. De Nederlandse situatie met de WBSO als fiscaal R&D-stimuleringsinstrument als uitgangspunt nemend, kan de te schatten coëfficiënt worden opgevat als een maatstaf voor de extra R&D-uitgaven die bij bedrijven worden bereikt per euro fiscale R&D-stimulering verdeeld over het totaal van de R&D-uitgaven.

Bij de overige overheidsfinanciering wordt direct uitgegaan van bedragen in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product. Het effect van de overheidsfinanciering in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product wordt daar rechtstreeks gemodelleerd door een te schatten multiplier (coëfficiënt $c(3)$) te koppelen aan de overheidsfinanciering in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product. Bij de overige overheidsfinanciering is geen vertraging opgenomen. Hier is wel empirisch op getoetst, maar er kwam geen vertraging naar voren bij de empirische schattingen. De verklaring hiervoor kan zijn dat het hier veelal gaat om overheidsfinanciering voor specifieke projecten, waarbij een direct stimulerend effect verwacht kan worden.

In beide gevallen zouden de effecten van de overheidsfinanciering ook in verhouding tot de R&D-uitgaven van bedrijven kunnen worden opgenomen. Dan zou bij gegeven overheidsfinanciering in verhouding tot het bruto binnenlands product echter een negatief effect uitgaan van de R&D-intensiteit van bedrijven op de overheidsfinanciering in verhouding tot de R&D-uitgaven van bedrijven. Om te voorkomen dat de te schatten coëfficiënten neerwaarts worden vertekend door dit omgekeerde mechanisme, worden effecten van de overheidsfinanciering in verhouding tot het bruto binnenlands product geschat. Het uitgangspunt is daarbij dat de overheidsfinanciering in verhouding tot het bruto binnenlands product geen invloed ondervindt van de R&D-intensiteit van bedrijven. In werkelijkheid zou de overheidsfinanciering in verhouding tot het bruto binnenlands product zowel positief als negatief beïnvloed kunnen worden door de R&D-intensiteit van bedrijven.

- *Samengestelde term voor publiek R&D-kapitaal*

Voor publiek R&D-kapitaal is een samengestelde term opgenomen waarin de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen en de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen zijn gecombineerd. Via tot 1,00 optellende gewichten wordt het relatieve belang van beide categorieën publiek R&D-kapitaal voor de R&D-intensiteit van bedrijven geschat binnen een totaaleffect van publiek R&D-kapitaal. Coëfficiënt $c(4)$ voor het totaaleffect van publiek R&D-kapitaal vermenigvuldigd met coëfficiënt $c(5)$ voor het gewicht van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen daarbinnen geeft een semi-elasticiteit weer voor het effect van de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen. Voor het effect van de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen volgt een semi-elasticiteit die gelijk is aan de coëfficiënt voor het totaaleffect van publiek R&D-kapitaal vermenigvuldigd met $1-c(5)$ als gewicht van R&D-kapitaal van researchinstellingen. Het voordeel van het werken met een samengestelde term in plaats van het als afzonderlijke variabelen opnemen van de twee publieke R&D-kapitaalintensiteiten is dat dan beter op significante rollen van beide categorieën R&D-kapitaal kan worden getoetst. Bij de empirische schattingen is gebleken dat geen significant ef-

fect van de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen wordt gevonden als de twee categorieën publiek R&D-kapitaal als afzonderlijke variabelen worden opgenomen. Wel worden er significante gewichten van beide categorieën R&D-kapitaal gevonden binnen een eveneens significant totaaleffect van publiek R&D-kapitaal. Trapsgewijs is daarmee toch een significante rol van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen te onderscheiden. Dat is de reden geweest voor het opnemen van de samengestelde term voor publiek R&D-kapitaal in basisvergelijking (8.1).

- *Samengestelde term voor publiek-private interactie bij opgebouwd publiek R&D-kapitaal*
Voor publiek-private interactie wordt net als bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 het aandeel van private financiering in de voorraad publiek R&D-kapitaal als indicator gehanteerd. Nu wordt hierbij echter een onderscheid gemaakt tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. Dat is consistent met de benadering die gevolgd wordt bij het effect van publiek R&D-kapitaal op de private R&D-uitgaven. Er wordt rekening mee gehouden dat publiek-private interactie bij een afzonderlijke categorie publiek R&D-kapitaal belangrijker is naarmate die categorie publiek R&D-kapitaal een grotere omvang heeft binnen de totale voorraad publiek R&D-kapitaal. Daartoe wordt een samengestelde term gebruikt waarin de afzonderlijke aandelen van private financiering in de beide categorieën publiek R&D-kapitaal worden gewogen met termen die in eerste instantie de aandelen van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen in het totale publieke R&D-kapitaal weergeven. Door binnen deze termen de beide categorieën publiek R&D-kapitaal van wegingsfactoren te voorzien, wordt vervolgens in aanmerking genomen dat publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen anders kan doorwerken in de R&D-uitgaven van bedrijven dan publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van researchinstellingen. De wegingsfactor voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen wordt geschat met coëfficiënt $c(7)$ binnen de samengestelde term. Voor R&D-kapitaal van researchinstellingen volgt hieruit een wegingsfactor die gelijk is aan $1-c(7)$.

- *Samengestelde term voor bescherming van intellectueel eigendom*
Voor de bescherming van intellectueel eigendom wordt een samengestelde term gebruikt die voor een groot deel analoog is aan de samengestelde term voor publiek-private interactie. Om rekening te houden met het belang van bescherming van intellectueel eigendom op zowel de binnenlandse als de buitenlandse markt, wordt de ‘index of patent rights’ in eigen land onderscheiden van de ‘index of patent rights’ in het (op basis van exportaandelen) gewogen buitenland. Voor deze twee variabelen worden gewichten gehanteerd die afhankelijk zijn van de omvang van respectievelijk de binnenlandse afzet en de export binnen het totale afzetvolume van een land. Daar export voor een groter deel aan R&D-activiteiten van bedrijven is gerelateerd dan binnenlandse afzet, worden aan de binnenlandse afzet en de export wegingsfactoren toegekend. De wegingsfactor voor de binnenlandse afzet wordt geschat met coëfficiënt $c(17)$, waarmee voor de export een wegingsfactor volgt die gelijk is aan $1-c(17)$.

- *R&D-intensiteit op basis van volumebedragen als te verklaren variabele in combinatie met relatieve prijs van R&D als verklarende variabele*
Binnen de te schatten basisvergelijking verdient verder de te verklaren variabele aandacht, in combinatie met de relatieve prijs term voor R&D. Als te verklaren variabele wordt uitgegaan

van het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product. Voor de R&D-uitgaven wordt hierbij een andere deflator gehanteerd dan voor het bruto binnenlands product (zie paragraaf 6.5.4 en paragraaf B6.2.2 van bijlage B6.2), waardoor de te verklaren R&D-intensiteit afwijkt van de nominale R&D-intensiteit. De te verklaren R&D-intensiteit is gelijk aan de nominale R&D-intensiteit gedeeld door de verhouding tussen de prijs van R&D en de prijs van het bruto binnenlands product, aan te duiden als de relatieve prijs van R&D. Bij de verklarende variabelen wordt apart rekening gehouden met de invloed van deze relatieve prijs van R&D op het volume van de R&D-uitgaven. De geschatte coëfficiënt voor die variabele geeft een ruwe indicatie van de prijselasticiteit van R&D.²³⁴

De variabele voor de relatieve prijs van R&D kan in relatie worden beschouwd tot de variabele voor de fiscale R&D-faciliteiten, aangezien de B-index en de relatieve prijs van R&D beide als multiplicatieve componenten kunnen worden beschouwd van de (reële) gebruikskosten van R&D (zie bijvoorbeeld Jaumotte en Pain, 2005a). In lijn met Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) is bij de relatieve prijs van R&D net als bij de fiscale R&D-faciliteiten voor R&D rekening gehouden met de mogelijkheid van een lange vertragsperiode bij de doorwerking in de R&D-uitgaven. Ook bij de relatieve prijs van R&D werd een lange vertragsperiode empirisch bevestigd. Consistent met de vertragsperiode die naar voren kwam bij de invloed van de fiscale R&D-faciliteiten, is hier uitgegaan van een vertragsperiode van (in totaal) zeven jaar. Een vertragsperiode van zeven jaar bleek beter te verklaren dan een kortere vertragsperiode van bijvoorbeeld vier jaar. Vanaf vier jaar vertraging is de te schatten coëfficiënt voor de relatieve prijs van R&D echter weinig gevoelig voor het precieze aantal jaren vertraging.

- *Vertraging bij de nettokapitaalinkomensquote*

Bij de empirische schattingen is gebleken dat de één jaar vertraagde nettokapitaalinkomensquote een duidelijk sterkere verklaringskracht geeft dan de onvertraagde kapitaalinkomensquote. Ook is gebleken dat het naast elkaar opnemen van de onvertraagde kapitaalinkomensquote en de één jaar vertraagde kapitaalinkomensquote alleen een significant resultaat geeft voor de één jaar vertraagde kapitaalinkomensquote. Daarom is in de basisvergelijking de nettokapitaalinkomensquote met een jaar vertraging opgenomen. Empirisch bleek er een nog iets sterkere basis te zijn voor een vertraging van twee jaar. Op grond van theoretische overwegingen is ervoor gekozen om de vertraging te beperken tot één jaar.

- *Landendummy's gecombineerd met een dummy voor West-Duitsland*

Net als bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 wordt rekening gehouden met landendummy's om te corrigeren voor verschillen in landenspecifieke eigenschappen ('fixed effects'). De landendummy's worden ook hier opgenomen naast een constante term die betrekking heeft op Nederland. Voorts wordt ook hier rekening gehouden met de hereniging van Duitsland door naast een algemene landen-

²³⁴ Voor een preciezere benadering zou een meer geavanceerde 'gebruikskosten van R&D'-benadering gevolgd moeten worden, waarbij ook rekening gehouden wordt met vermogenskosten en met een afschrijvingsvoet voor R&D-kapitaal (zie bijvoorbeeld Bloom, Griffith en Van Reenen (2002) en Jaumotte en Pain (2005a)). Hierbij zou ook de ontwikkeling van de R&D-loonkosten preciezer moeten worden weergegeven. Deze is nu benaderd op basis van de algemene loonontwikkeling.

dummy voor Duitsland een extra dummy op te nemen voor West-Duitsland in de jaren voorafgaand aan 1991.

8.3 Empirische schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie

Tabel 8.2 geeft empirische schattingen weer van basisvergelijking (8.1). In schattingsvariant (1) wordt vergelijking (8.1) in totaliteit geschat. Vervolgens wordt, op dezelfde wijze als bij de schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7, stapsgewijs toegewerkt naar een empirische voorkeursvergelijking. Het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking wordt in paragraaf 8.4 per afzonderlijke verklarende factor besproken.

Van belang voor de interpretatie van de schattingsresultaten in tabel 8.2 is dat door het opnemen van landendummy's alleen verbanden over de tijd worden onderzocht en cross-sectieverbanden niet meewegen in de schattingsresultaten (zie paragraaf 6.6). Bij de aanvullende schattingen in bijlage B8 wordt getoond wat het resultaat is als geen landendummy's worden opgenomen. Daar zal blijken dat in dat geval veel minder goed bruikbare resultaten worden verkregen, wat kan worden toegeschreven aan methodologische beperkingen op het terrein van causaliteit bij schattingen zonder landendummy's.

Schattingsvarianten op weg naar een empirische voorkeursvergelijking

Het schattingsproces richting de empirische voorkeursvergelijking wordt hier weergegeven aan de hand van zes schattingsvarianten, waarbij schattingsvariant (6) de empirische voorkeursvergelijking is. Net als bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling is tijdens het schattingsproces gecontroleerd of niet op een andere empirische voorkeursvergelijking wordt uitgekomen wanneer verklarende factoren in een andere volgorde buiten beschouwing worden gelaten dan hieronder besproken. Dat bleek zich niet voor te doen.

> Schattingvarianten (1)-(2)

De eerste stap op weg naar een empirische voorkeursvergelijking is om variabelen waarvoor sterk significante coëfficiënten met een implausibel teken zijn verkregen, buiten beschouwing te laten bij de verdere schattingen. Uit de schattingsvarianten (1) en (2) komen de gemiddelde opleidingsduur en de ondernemerschapsvariabele naar voren als variabelen in die categorie.

- *Geen positief effect gevonden van de gemiddelde opleidingsduur (coëfficiënt $c(15)$)*

In schattingsvariant (1) wordt een sterk significante negatieve coëfficiënt gevonden voor de gemiddelde opleidingsduur (t -waarde: $-6,27$). Het negatieve teken komt niet overeen met de theoretische verwachting. Zoals eerder al op verschillende plaatsen is aangegeven, is de gemiddelde opleidingsduur een algemene indicator voor menselijk kapitaal, waardoor deze mogelijk te weinig zeggingskracht heeft om de factor menselijk kapitaal bij innovatie goed te kunnen vertegenwoordigen. Ook bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in hoofdstuk 7 is geen positieve invloed van de gemiddelde opleidingsduur gevonden in relatie tot innovatie. Daar is wel een positieve directe bijdrage van de gemiddelde opleidingsduur aan de arbeidsproductiviteit gevonden (een direct effect binnen een productiefunctie weergevend), maar geen aanvullend effect gerelateerd aan innovatie.

Tabel 8.2 Schattingsresultaten voor de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven (volume) in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product (volume) op basis van vergelijking (8.1)*

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(RDBE/BBP)$)					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c(1)	Constante (voor Nederland)	-1,52 (-0,46)	-9,13 (-2,40)	-10,21 (-2,63)	-10,48 (-2,69)	-10,19 (-2,63)	-10,16 (-13,42)
c(2)	Fiscale R&D-faciliteiten (multiplier in geval van 'conventionele' regeling)	1,08 (5,79)	0,94 (4,34)	0,94 (4,00)	0,95 (4,04)	0,96 (4,10)	0,93 (4,61)
c(3)	Overheidsfinanciering exclusief fiscaal (multiplier)	1,37 (6,00)	1,26 (4,57)	1,15 (4,01)	1,16 (4,05)	1,23 (4,47)	1,15 (4,05)
c(4)	Publiek R&D-kapitaal	10,21 (3,36)	5,65 (1,76)	8,76 (2,69)	9,22 (2,86)	9,80 (3,25)	9,69 (3,55)
c(5)	Gewicht van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal	0,59 (3,51)	0,35 (1,19)	0,25 (1,14)	0,25 (1,24)	0,25 (1,32)	0,33 (2,02)
	⇒ Gewicht van R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal (= 1-c(5))	0,41	0,65	0,75	0,75	0,75	0,67
c(6)	Publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven	2,00 (3,82)	1,51 (2,80)	1,00 (1,79)	1,05 (1,72)	1,14 (1,84)	1,25 (2,09)
c(7)	Wegingsfactor voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven	1,06 (351,13)	1,06 (302,33)	1,06 (260,41)	1,00 (-)	1,00 (-)	1,00 (-)
	⇒ Wegingsfactor voor R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven (= 1-c(7))	-0,06	-0,06	-0,06	0,00	0,00	0,00
c(8)	Relatieve prijs van R&D	-1,08 (-3,80)	-1,45 (-4,77)	-1,11 (-3,26)	-1,07 (-3,14)	-0,99 (-3,00)	-0,93 (-3,71)
c(9)	Sectorstructuur: aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	0,37 (3,22)	0,56 (5,22)	0,44 (3,78)	0,42 (3,60)	0,41 (3,65)	0,36 (3,55)
c(10)	Sectorstructuur: aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in toegevoegde waarde van industrie	0,84 (6,19)	0,81 (5,57)	0,80 (5,06)	0,81 (5,08)	0,79 (4,93)	0,80 (4,88)
c(11)	Hoogwaardige kennisvoorraad in binnenland, zelfstandig	0,04 (0,62)	-0,08 (-1,39)	-0,05 (-0,82)	-0,06 (-1,02)	-0,07 (-1,13)	-
c(12)	Hoogwaardige kennisvoorraad wereldwijd, zelfstandig	0,29 (2,77)	0,35 (2,76)	0,20 (1,37)	0,16 (1,10)	0,13 (0,92)	-
c(13)	Hoogwaardige kennisvoorraad, binnenland versus buitenland; openheid van economie als interactieterm	0,21 (1,84)	0,37 (3,51)	0,35 (3,03)	0,36 (3,12)	0,37 (3,04)	0,24 (3,30)

Hoofdstuk 8 – Panelanalyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven

Vervolg van tabel 8.2

		Schattingsvarianten (te verklaren: $\ln(RDBE/BBP)$)					
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
c(14)	Welvaartsniveau	0,63 (3,39)	0,46 (2,29)	0,18 (0,83)	0,19 (0,88)	0,16 (0,81)	-
c(15)	Gemiddelde opleidingsduur	-1,92 (-6,27)	-	-	-	-	-
c(16)	Bescherming van intellectueel eigendom	0,82 (3,91)	0,81 (3,67)	0,84 (3,48)	0,80 (3,25)	0,91 (3,95)	1,00 (5,06)
c(17)	Wegingsfactor voor binnenlandse afzet bij effect van intellectuele eigendomsrechten in het binnenland	0,07 (1,40)	0,23 (1,66)	0,17 (1,57)	0,16 (1,47)	0,14 (1,60)	0,13 (2,07)
	⇒ Wegingsfactor voor export bij effect van intellectuele eigendomsrechten in het buitenland (= 1-c(17))	0,93	0,77	0,83	0,84	0,86	0,87
c(18)	Nettokapitaalinkomensquote (na aftrek winstbelasting)	0,41 (2,14)	0,42 (1,96)	0,58 (2,51)	0,63 (2,63)	0,63 (2,79)	0,59 (2,89)
c(19)	Reële rente	0,01 (2,72)	0,01 (2,33)	0,004 (0,85)	0,003 (0,60)	-	-
c(20)	Beschikbaarheid van bankkrediet	0,14 (4,97)	0,16 (4,90)	0,15 (4,41)	0,16 (4,50)	0,15 (4,36)	0,14 (4,18)
c(21)	Belasting- en premiedruk	0,19 (1,37)	0,13 (0,90)	0,05 (0,30)	0,12 (0,71)	-	-
c(22)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	-0,17 (-2,19)	-0,35 (-3,89)	-	-	-	-
c(23)	Openheid van economie	0,06 (0,51)	0,08 (0,60)	0,11 (0,73)	0,14 (0,99)	0,17 (1,24)	0,22 (2,10)
c(24)	R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	0,28 (2,92)	0,28 (2,76)	0,32 (3,05)	0,31 (2,91)	0,34 (3,10)	0,35 (3,18)
c(25)	Omvang van beroepsbevolking	-0,18 (-0,93)	-0,04 (-0,17)	0,03 (0,12)	0,03 (0,13)	0,04 (0,16)	-
c(26)	Conjunctuur	-0,62 (-1,79)	-0,45 (-1,32)	-0,35 (-1,03)	-0,32 (-0,91)	-0,29 (-0,85)	-
c(27)	Dummy voor West-Duitsland (1970-1990)	-0,05 (-0,52)	0,04 (0,44)	0,12 (1,33)	0,12 (1,32)	0,14 (1,67)	0,14 (2,64)
	Landendummy's opgenomen?	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja	Ja
	R ²	0,985	0,981	0,980	0,980	0,979	0,979
	Gecorrigeerde R ²	0,984	0,980	0,979	0,978	0,978	0,978
	Durbin-Watson (D.W.)	0,37	0,32	0,28	0,28	0,28	0,27
	Schattingsperiode	1970-2006					
	Aantal landen	20					
	⇒ Aantal waarnemingen	740 (= 20 × 37)					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

- *Geen positief effect gevonden van de ondernemersquote (in verhouding tot de evenwichtswaarde; coëfficiënt $c(22)$)*

Na het buiten beschouwing laten van de gemiddelde opleidingsduur als verklarende variabele wordt in schattingsvariant (2) een sterk significante negatieve coëfficiënt verkregen voor de ondernemerschapsvariabele (t -waarde: $-3,89$). Bij de gehanteerde variabele is de ondernemersquote uitgedrukt ten opzichte van een evenwichtswaarde die negatief afhankelijk is van het economisch ontwikkelingsniveau van een land. De variabele is bedoeld om met ondernemerschap gepaard gaande innovatie te representeren. Het negatieve teken van de gevonden coëfficiënt komt niet overeen met de gedachte dat ondernemerschap via de mate van innovatie een positieve invloed heeft op de R&D-uitgaven van bedrijven.

Mogelijk representeert de ondernemerschapsvariabele hier het aandeel van kleine(re) bedrijven in de bedrijvenpopulatie van een economie. Een groter aandeel van kleine(re) bedrijven zou een negatieve invloed kunnen hebben op de R&D-uitgaven van bedrijven, omdat kleine(re) bedrijven vanwege schaalnadelen gemiddeld genomen een lagere R&D-intensiteit hebben dan grote(re) bedrijven (zie bijvoorbeeld Kleinknecht, 1989). Hier zou het dan echter niet meer direct om een effect van ondernemerschap gaan, maar om een effect van de grootteklassestructuur (of gemiddelde bedrijfsgrootte) van de bedrijvenpopulatie in een land.²³⁵ Daarom is ervoor gekozen om de invloed van de ondernemerschapsvariabele buiten beschouwing te laten bij de verdere schattingen. Bedacht dient te worden dat de hier gehanteerde ondernemerschapsvariabele nog niet veel zegt over dynamiek en innovatief ondernemerschap als aspecten van ondernemerschap die vooral voor innovatie van belang zijn. Voor variabelen die daar direct aan gerelateerd zijn (zoals bijvoorbeeld het aandeel snelgroeiende bedrijven) ontbreken lange tijdreeksen.

> *Schattingvariant (3)*

Na het buiten beschouwing laten van de effecten van de gemiddelde opleidingsduur en de ondernemerschapsvariabele komen geen significante coëfficiënten meer voor met een implausibel teken. Wel geldt dat voor de wegingsfactor voor R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen de samengestelde term voor publiek-private interactie indirect een significante negatieve waarde is gevonden. Dat is een implausibel resultaat voor publiek-private interactie bij R&D van researchinstellingen.

- *Geen positief effect gevonden van private financiering van R&D-kapitaal van researchinstellingen (via coëfficiënt $c(7)$)*

Binnen de samengestelde term voor publiek-private interactie is gewerkt met tot 1,00 optelende wegingsfactoren $c(7)$ en $1-c(7)$ voor het relatieve belang van publiek-private interactie bij opgebouwd R&D-kapitaal van respectievelijk hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen. Voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen wordt een wegingsfactor gevonden van 1,06, wat voor R&D-kapitaal van researchinstellingen een wegingsfactor inhoudt van $-0,06$. De gevonden wegingsfactor voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen wijkt significant af van 1, omdat de standaardfout van de coëfficiënt slechts 0,004 bedraagt.

²³⁵ Vanuit die invalshoek benaderd zou de ondernemersquote zonder correctie voor het economisch ontwikkelingsniveau van een land relevanter zijn. Indien de ondernemerschapsvariabele binnen een vergelijking volgens schattingsvariant (2) wordt vervangen door de ondernemersquote in onbewerkte vorm, wordt een coëfficiënt (elasticiteit) van $-0,33$ gevonden met een t -waarde van $-3,32$.

Spiegelbeeldig hieraan is indirect een significant negatieve wegingsfactor gevonden voor R&D-kapitaal van researchinstellingen. Daarmee zou publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van researchinstellingen een negatieve invloed hebben op de R&D-intensiteit van bedrijven. Aangezien dit een implausibel resultaat is, kan de wegingsfactor voor R&D-kapitaal van researchinstellingen op 0 worden gesteld en de wegingsfactor voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen op 1,00. Als term voor publiek-private interactie resteert dan nog een variabele die het aandeel van private financiering in de voorraad R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen weergeeft.

Het is onduidelijk waar het grote verschil tussen de resultaten voor R&D-kapitaal van researchinstellingen en R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen aan kan worden toegeschreven. Het zou verband kunnen houden met de imperfecte wijze waarop publiek-private interactie hier wordt gerepresenteerd door private financiering binnen het opgebouwde R&D-kapitaal van researchinstellingen en hogeronderwijsinstellingen. Een verklaring voor het gevonden negatieve effect bij R&D-kapitaal van researchinstellingen zou kunnen zijn dat R&D-opdrachten van bedrijven aan researchinstellingen relatief sterk substituerend uitwerken op R&D die bedrijven zelf uitvoeren vanwege het sterk toegepaste karakter van R&D bij researchinstellingen.

De laatstgenoemde mogelijkheid maakt het relevant om nader te bezien of een hogere private financiering van R&D-uitgaven van researchinstellingen als zelfstandige factor een negatieve uitwerking heeft op de private R&D-uitgaven. Daartoe is in een aanvullende schatting de private financiering van (lopende) R&D-uitgaven van researchinstellingen in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product als verklarende variabele opgenomen (aansluitend bij het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product als te verklaren variabele). Daarbij wordt voor die variabele een coëfficiënt (semi-elasticiteit) van $-1,99$ gevonden met een t -waarde van $-0,03$. Deze t -waarde van bijna 0 houdt in dat een negatieve invloed van private financiering van R&D-uitgaven van researchinstellingen op de R&D-uitgaven van bedrijven niet wordt bevestigd. Met andere woorden: er wordt geen bijdrage aan de verklaringskracht van de vergelijking geleverd als de private gefinancierde R&D-uitgaven van researchinstellingen als aparte verklarende factor in de vergelijking worden opgenomen (vanwege een mogelijke substitutie van R&D-uitgaven van bedrijven door de private financiering van R&D-uitgaven van researchinstellingen) naast het aandeel van private financiering in het opgebouwde R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen (als indicator voor publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen).

> *Schattingvariant (4)*

Na het beperken van de term voor publiek-private interactie tot het aandeel van private financiering in de voorraad R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen volgt schattingvariant (4). Daarin komen nog enkele niet-significante coëfficiënten voor met een implausibel teken. Het betreft een negatieve coëfficiënt voor de belasting- en premiedruk en een positieve coëfficiënt voor de reële rente.

- *Geen negatief effect gevonden van belasting- en premieheffing (coëfficiënt $c(21)$)*

Voor de belasting- en premiedruk is een niet-significante coëfficiënt met een implausibele po-

sitieve coëfficiënt gevonden (t -waarde: 0,71 in schattingsvariant (4)). Bij de schatting wordt een direct effect van belasting- en premieheffing op de R&D-uitgaven van bedrijven onderzocht, aanvullend op een effect dat via de variabele voor de kapitaalinkomensquote van bedrijven loopt. Zoals in de paragrafen 6.4.7 en 6.5.12 al is aangegeven, beïnvloedt belasting- en premieheffing de kapitaalinkomensquote via de loonkosten. Daarnaast wordt met winstbelasting al direct rekening gehouden bij de invloed van de kapitaalinkomensquote, omdat de kapitaalinkomensquote daarbij gecorrigeerd is voor de af te dragen winstbelasting. Aangezien een significante invloed wordt gevonden van de kapitaalinkomensquote, blijft belasting- en premieheffing indirect een rol blijft vervullen in de vergelijking. Bij de gevonden positieve invloed van de kapitaalinkomensquote is sprake van een negatieve uitwerking van belasting- en premieheffing op de R&D-uitgaven van bedrijven.

- *Geen negatief effect gevonden van de reële rente (coëfficiënt $c(19)$)*

Ook voor de reële rente is een niet-significante coëfficiënt gevonden met een implausibel teken. In schattingsvariant (4) bedraagt de t -waarde 0,60. Na het buiten beschouwing laten van de belasting- en premiedruk als verklarende variabele volgt een t -waarde van 0,85. Het niet vinden van een (significante) negatieve relatie tussen de reële rente en de R&D-intensiteit kan onder andere verklaard worden uit het feit dat de reële rente in de schattingsperiode sterk fluctueert met lage/negatieve niveaus in de jaren zeventig, hoge niveaus in de jaren tachtig en eerste helft van de jaren negentig en vervolgens een dalende trend vanaf de tweede helft van de jaren negentig. De R&D-intensiteit van bedrijven is in veel landen in de loop der jaren trendmatig toegenomen (zowel nominaal als op basis van volumebedragen; zie de tabellen 5.8 en 5.9 in paragraaf 5.6), wat niet in relatie gebracht kan worden tot de ontwikkeling van de reële rente. De bankkredietvariabele blijkt in tegenstelling tot de reële rente wel een significant effect op te leveren met het verwachte teken. Daarmee blijft de financiering van R&D met vreemd vermogen bij de verdere schattingen nog wel elders in de vergelijking een rol spelen.

Eerder hebben Guellec en Ioannidis (1999) in een dynamische foutcorrectieschatting over de periode 1972-1996 wel een negatieve invloed van de reële rente gevonden voor hun panel van G12-landen (zie paragraaf 6.5.11). Voor het panel van G6-landen werd geen verband gevonden. Het is niet duidelijk waar het verschil tussen het hier gevonden effect van ongeveer 0 en het significant negatieve verband in de schattingen voor het G12-panel van Guellec en Ioannidis (1999) aan toegeschreven kan worden. Mogelijk hangt het samen met het dynamische karakter van de vergelijkingen die door Guellec en Ioannidis (1999) geschat zijn. Te constateren is in ieder geval dat het verwachte negatieve verband niet vastgesteld kan worden op basis van de hier uitgevoerde niveauschattingen. Gebleken is dat dat niet samenhangt met de opgenomen bankkredietvariabele. Wanneer de bankkredietvariabele buiten de schatting wordt gelaten, wordt ongeveer hetzelfde resultaat gevonden voor de reële rente. Zie hiervoor verder de aanvullende schattingen in bijlage B8, waar dat met de empirische voorkeursvergelijking als uitgangspunt wordt getoond.

> *Schattingvariant (5)*

Na het buiten beschouwing laten van de belasting- en premiedruk en de reële rente als verklarende variabelen is geen sprake meer van gevonden coëfficiënten met implausibele tekens. De aandacht richt zich nu op niet-significante resultaten met plausibele tekens.

- *Geen significant effect gevonden van de omvang van de beroepsbevolking (coëfficiënt $c(25)$)*

Binnen schattingsvariant (5) kan als eerste aandacht worden geschonken aan de niet-significante coëfficiënt van 0,04 die voor de omvang van de beroepsbevolking. Met een t -waarde van 0,16 heeft die variabele de geringste verklaringskracht binnen de schattingsvariant. Het resultaat houdt in dat er geen significant schaafeffect van de omvang van de beroepsbevolking op de R&D-intensiteit van bedrijven naar voren komt.

Zoals aangekondigd is in paragraaf 6.5.16, is aanvullend ook de omvang van het bruto binnenlands product als schaalvariabele gehanteerd. Als binnen schattingsvariant (5) in plaats van de omvang van de beroepsbevolking het volume van het bruto binnenlands product als verklarende variabele wordt opgenomen, dan wordt voor die variabele een zeer hoge elasticiteit van 0,89 gevonden met een t -waarde van 2,82. Dat gaat gepaard met een significante negatieve elasticiteit voor het welvaartsniveau (gevonden coëfficiënt: $-0,81$, t -waarde: $-2,18$). Wordt het welvaartsniveau als verklarende variabele buiten beschouwing gelaten, dan resulteert voor de omvang van het bruto binnenlands product een elasticiteit van 0,34 met een t -waarde van 2,11.

Die elasticiteit is moeilijk interpreteerbaar als weergave van een schaafeffect van de omvang van het bruto binnenlands product als men die ook van toepassing zou willen achten bij een vergelijking tussen landen in de cross-sectiedimensie. Een cross-sectiecorrelatie tussen de omvang van het bruto binnenlands product en de R&D-intensiteit van bedrijven voor de 20 OECD-landen uit het onderzoek, levert een niet-significante elasticiteit op van 0,10 (t -waarde: 1,00) voor de omvang van het bruto binnenlands product, uitgaande van 2005 als basisjaar bij de empirische schattingen. Mogelijk vertegenwoordigt de elasticiteit van 0,34 die hier bij een schatting over de tijd is gevonden, ook andere trendmatige invloeden op de R&D-intensiteit van bedrijven dan alleen een invloed van de omvang van het bruto binnenlands product.²³⁶

- *Geen significant effect gevonden van de stand van de conjunctuur (coëfficiënt $c(26)$; wel een significant negatief effect bij de schatting van een dynamische specificatie later)*

Een volgende variabele waarvoor geen significante coëfficiënt is gevonden, is de stand van de conjunctuur. In schattingsvariant (5) is hiervoor een elasticiteit verkregen van $-0,29$ met een t -waarde van $-0,85$. Na het buiten beschouwing laten van de omvang van de beroepsbevolking als schaalterm volgt een elasticiteit van $-0,31$ met een t -waarde van $-0,97$. De invloed van de conjunctuur is hier geschat binnen een langetermijnevenwichtsrelatie voor de R&D-intensiteit van bedrijven, terwijl een effect van de conjunctuurvariabele als een kortermijneffect kan worden beschouwd. Bij de empirische schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling is al aan de orde gekomen dat de invloed van de conjunctuur daarmee ook direct geschat kan worden binnen een dynamische (foutencorrectie)specificatie voor de korte termijn. In paragraaf 7.6 bleek dat een sterk significant effect van de conjuncturele ontwikkeling op te leveren binnen een dynamische specificatie ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei. In paragraaf 8.5 wordt op vergelijkbare wijze de invloed van de conjunc-

²³⁶ Opmerkelijk is overigens dat geen significante coëfficiënten worden gevonden voor de omvang van de beroepsbevolking en voor het welvaartsniveau (omvang van bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking), maar dat wel een significante positieve coëfficiënt wordt gevonden voor de omvang van het bruto binnenlands product. Theoretisch is dit moeilijk te duiden.

turele ontwikkeling geschat binnen een dynamische (foutencorrectie)specificatie ter verklaring van de (positieve dan wel negatieve) groei van de R&D-intensiteit van bedrijven. Dan wordt een significante negatieve coëfficiënt gevonden voor het effect van de conjunctuur.

Met het in paragraaf 8.5 gevonden resultaat kan in tweede instantie toch van een significant negatief effect van de conjunctuurvariabele op de R&D-intensiteit van bedrijven worden gesproken. De daarbij gevonden coëfficiënt geeft aan dat de conjuncturele ontwikkeling van het bruto binnenlands product (rond een trendmatige waarde) met een elasticiteit van $-0,38$ door zou werken in de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het bruto binnenlands product. Daarmee zou de absolute omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven conjuncturele fluctuaties van het bruto binnenlands product voor een groot deel volgen, namelijk voor 62% (= 100% – 38%). Hierbij kan bedacht worden dat met de invloed van de conjunctuur ook al deels rekening wordt gehouden via de variabele voor de nettokapitaalinkomensquote. Die variabele is namelijk positief afhankelijk van de stand van de conjunctuur. In paragraaf 8.5 wordt hier nader op ingegaan.

- *Geen significant effect gevonden van het welvaartsniveau (coëfficiënt $c(14)$)*

Vervolgens kan worden geconstateerd dat geen significante rol wordt gevonden van het (materiële) welvaartsniveau. In schattingsvariant (5) bedraagt de gevonden elasticiteit 0,16 met een t -waarde van 0,81. Na het buiten beschouwing laten van de omvang van de beroepsbevolking en de stand van de conjunctuur als verklarende variabelen wordt een elasticiteit gevonden van 0,13 met een t -waarde van 0,78. Het welvaartsniveau is een indicator voor het technologisch ontwikkelingsniveau van een land. Daarnaast is het welvaartsniveau van belang voor de afzetmogelijkheden voor innovatieve producten in eigen land. Het technologisch ontwikkelingsniveau van een land wordt al gerepresenteerd door de hoogwaardige kennisvoorraad (in het binnenland), waar als zelfstandige determinant evenmin een positieve invloed van wordt gevonden. Het gevonden resultaat voor het welvaartsniveau geeft aan dat er ook geen belangrijke rol van het welvaartsniveau vast te stellen is via afzetmogelijkheden voor innovatieve producten in eigen land.

- *Geen significante zelfstandige effecten gevonden van de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland en op het wereldwijde niveau (coëfficiënten $c(11)$ en $c(12)$)*

Voor zelfstandige effecten van de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland en op het wereldwijde niveau (tezamen de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnen- en het buitenland weergevend; zie paragraaf 6.5.6) zijn niet-significante coëfficiënten gevonden. In schattingsvariant (5) bedraagt de t -waarde voor de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland $-1,13$ en de t -waarde voor de hoogwaardige kennisvoorraad op het wereldwijde niveau 0,92. Na het buiten beschouwing laten van de omvang van de beroepsbevolking, de stand van de conjunctuur en het welvaartsniveau als verklarende variabelen volgen t -waarden van $-1,06$ en 1,20 voor respectievelijk de binnenlandse en de wereldwijde hoogwaardige kennisvoorraad (waarbij de gevonden coëfficiënten $-0,06$ en 0,15 bedragen).

Deze twee variabelen kunnen als laatste buiten beschouwing worden gelaten in de empirische voorkeursvergelijking. Wordt eerst de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland buiten beschouwing gelaten, als variabele met de laagste verklarende kracht, dan reduceert de t -waarde voor de hoogwaardige kennisvoorraad op het wereldwijde niveau tot 0,80 (gevonden

coëfficiënt: 0,09). Het als eerste buiten beschouwing laten van de wereldwijde hoogwaardige kennisvoorraad leidt op tot een verzwakking van de t -waarde voor de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland tot $-0,34$ (gevonden coëfficiënt: $-0,02$).

Tegenover de hier besproken niet-significante resultaten voor de binnenlandse en de wereldwijde hoogwaardige kennisvoorraad als zelfstandige variabelen staat een sterk significant positief effect voor de term waarin de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland tegenover die in het buitenland wordt geplaatst, met de openheid van de economie als interactievariabele. Die term heeft het belang van hoogwaardige kennis voor het R&D-vestigingsklimaat als achtergrond. De resultaten duiden erop dat de hoogwaardige kennisvoorraad alleen als R&D-vestigingsplaatsfactor een invloed van betekenis heeft op de R&D-intensiteit van bedrijven.

> Schattingsvariant (6)

In schattingsvariant (6) resteert een groot aantal verklarende factoren voor de R&D-intensiteit van bedrijven, die tezamen de empirische voorkeursvergelijking vormen. In deze vergelijking hebben alle verklarende factoren een significante coëfficiënt met een plausibel teken. De resultaten voor de verschillende verklarende factoren in de empirische voorkeursvergelijking worden in paragraaf 8.4 besproken.

Coëfficiënten voor buiten beschouwing gelaten variabelen/mechanismen opnieuw geschat met de empirische voorkeursvergelijking als uitgangspunt

In tabel 8.3 wordt voor de variabelen/mechanismen die buiten beschouwing blijven in de empirische voorkeursvergelijking, getoond welke coëfficiënten en t -waarden worden verkregen als deze afzonderlijk worden toegevoegd aan de empirische voorkeursvergelijking. Dat maakt inzichtelijk welke niet-significante of implausibele significante rol deze variabelen/mechanismen spelen indien de empirische voorkeursvergelijking als uitgangspunt wordt genomen.

In drie gevallen blijkt sprake te zijn van een significant resultaat met een implausibel teken: bij de gemiddelde opleidingsduur, de ondernemerschapsvariabele en de wegingsfactor voor R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen de samengestelde term voor publiek-private interactie. Bij alle variabelen is het teken van de coëfficiënt gelijk aan het teken dat eerder in het schattingsproces werd verkregen voorafgaand aan het buiten beschouwing laten van de variabele.

Wel is de gevonden elasticiteit voor de conjunctuurvariabele nu nog zeer licht negatief, nadat voorafgaand aan het buiten beschouwing van deze variabele nog een elasticiteit van $-0,31$ werd gevonden. Verder blijkt de elasticiteit voor de omvang van de beroepsbevolking aanzienlijk verhoogd te zijn. De gevonden waarde bedraagt nu $0,17$, terwijl voorafgaand aan het buiten beschouwing laten van deze variabele de waarde nog $0,04$ bedroeg. Hoewel het gevonden effect van de omvang van de beroepsbevolking met een t -waarde van $0,93$ nog ver van significantie verwijderd is, is de waarde van de gevonden elasticiteit hoog indien men deze zou willen interpreteren als weergave van een schaaleffect dat ook in de cross-sectiedimensie van toepassing zou zijn. Uit een cross-sectiecorrelatie tussen de omvang van de beroepsbevolking en de R&D-intensiteit van bedrijven voor de 20 OECD-landen uit het onderzoek volgt een elasticiteit van $0,08$ (met een t -waarde van $0,80$) voor de omvang van de beroepsbevolking, uitgaande van 2005 als basisjaar bij de empirische schattingen.

Tabel 8.3 Schattingsresultaten bij het afzonderlijk toevoegen aan de empirische voorkeursvergelijking (schattingsvariant (6) in tabel 8.2) van variabelen/mechanismen die in eerdere fasen van het schattingsproces buiten beschouwing zijn gelaten

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Gevonden waarde	<i>t</i> -waarde*	Significant?	Plausibel teken?
1–c(7)	Wegingsfactor voor R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven	–0,06	–15,15	Ja	Nee
c(11)	Hoogwaardige kennisvoorraad in binnenland, zelfstandig	–0,02	–0,34	Nee	Ja
c(12)	Hoogwaardige kennisvoorraad wereldwijd, zelfstandig	0,09	0,80	Nee	Ja
c(14)	Welvaartsniveau	0,14	0,88	Nee	Ja
c(15)	Gemiddelde opleidingsduur	–1,65	–6,22	Ja	Nee
c(19)	Reële rente	0,002	0,49	Nee	Nee
c(21)	Belasting- en premiedruk	0,11	0,76	Nee	Nee
c(22)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	–0,17	–2,00	Ja	Nee
c(25)	Omvang van beroepsbevolking	0,17	0,93	Nee	Ja
c(26)	Conjunctuur	–0,01	–0,04	Nee	Ja

* Bij de *t*-waarden zijn de standaardfouten gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

8.4 Geschatte langetermijnevenwichtsrelatie: empirische voorkeursvergelijking

Bespreking van de empirische voorkeursvergelijking (schattingsvariant (6))

Het binnen de schattingsvarianten (1)–(5) uitgevoerde proces van het buiten beschouwing laten van variabelen waarvoor een coëfficiënt met een implausibel teken werd gevonden en/of waarbij het gevonden effect niet significant bleek te zijn, heeft geleid tot de empirische voorkeursvergelijking die in tabel 8.2 is weergegeven als schattingsvariant (6). Hieronder worden de uitkomsten toegelicht.

- *Sterk significant positief effect van fiscale R&D-stimulering (coëfficiënt c(2))*

Voor de fiscale R&D-faciliteiten is een sterk significante coëfficiënt gevonden van 0,93 (*t*-waarde: 4,61). De coëfficiënt is gevonden voor het totaal van fiscale R&D-faciliteiten in de 20 OECD-landen over de volledige schattingsperiode 1970–2006 (afgezien van enige daaraan voorafgaande jaren vanwege de opgenomen vertraging die een periode van zeven jaar bestrijkt). Vanwege de vele vormgevingen van fiscale R&D-regelingen kan de gevonden coëfficiënt niet als schatting worden geïnterpreteerd voor individuele regelingen, zoals de WBSO in Nederland. Wel geeft het resultaat een indicatie dat een kostenverlaging van R&D via fiscale faciliteiten een effectief middel is om de R&D-uitgaven van bedrijven te verhogen.

De gevonden coëfficiënt geeft de extra R&D als gevolg van de fiscale R&D-stimulering weer in verhouding tot de kostenverlaging van R&D die ‘aan de marge’ bereikt wordt met de fiscale R&D-stimulering (ervan uitgaande dat die marginale kostenverlaging voldoende zuiver wordt gemeten met de B-index). In het geval van een ‘conventionele’ regeling representeert de coëfficiënt een multiplier die de extra R&D-uitgaven als gevolg van de fiscale R&D-stimulering uitdrukt in verhouding tot de financiële omvang van de fiscale R&D-stimulering. Bij een incrementele regeling kunnen de extra R&D-uitgaven als gevolg van de fiscale R&D-stimulering in een aanzienlijk hogere verhouding staan tot de financiële omvang van de R&D-stimulering dan door de hier geschatte coëfficiënt wordt weergegeven, omdat R&D dan gericht ‘aan de marge’ wordt ondersteund.

Voor de interpretatie van de gevonden coëfficiënt is verder van belang dat de gehanteerde B-index de invloed van fiscale R&D-faciliteiten op de netto-R&D-kosten representeert, dat wil zeggen nadat rekening is gehouden met R&D-kosten als aftrekpost bij de bepaling van de winstbelasting. Toegespitst op de WBSO geldt dat de fiscale tegemoetkoming voor R&D bij de bepaling van de winstbelasting in mindering wordt gebracht bij de op te voeren R&D-kosten. Daarmee wordt er indirect winstbelasting afgedragen over de WBSO, waardoor de fiscale tegemoetkoming voor R&D bruto hoger is dan netto. Deze fiscale behandeling van de fiscale tegemoetkoming voor R&D werkt neutraal uit op de B-index, waardoor dit aspect niet tot uitdrukking komt in de geschatte coëfficiënt voor fiscale R&D-faciliteiten.²³⁷ Gecorrigeerd voor dit winstbelastingaspect is sprake van een aanzienlijk groter effect dan wordt weergegeven door coëfficiënt c(2) bij de schattingen in tabel 8.2.

In het geval van de WBSO is een ‘brutomultiplier’ te vertalen naar een ‘nettomultiplier’ door de brutomultiplier te delen door: 1 minus het gemiddelde winstbelastingtarief over de WBSO-tegemoetkoming, uitgedrukt als perunage. Het winstbelastingtarief bedraagt in 2011 25% in Nederland (uitgaande van vennootschapsbelasting bij een belastbare winst boven de 200.000 euro). Bij dat winstbelastingtarief is de nettomultiplier 33% hoger dan de brutomultiplier. Een brutomultiplier van 0,93 vertaalt zich daarbij in een nettomultiplier van 1,24. Er dient echter rekening mee te worden gehouden dat niet alle bedrijven (fiscale) winst maken, zodat de feitelijk over de WBSO af te dragen winstbelasting gemiddeld genomen lager zal zijn dan de genoemde 25%.

- *Sterk significant positief effect van overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D (coëfficiënt c(3))*

Voor de overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D is een sterk significante multiplier gevonden van 1,15 (*t*-waarde: 4,05). Deze multiplier heeft betrekking op het totaal van R&D-subsidies/-kredieten en R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven. Eerder (in paragraaf 6.5.1) is besproken dat voor de R&D-opdrachten van de overheid uitgegaan kan worden van

²³⁷ Binnen de formule voor de B-index wordt die neutrale uitwerking bereikt door de fiscale ‘subsidievoet’ voor R&D na aftrek van daarover af te dragen winstbelasting te delen door: 1 minus het winstbelastingtarief, uitgedrukt als perunage. Indien geen winstbelasting hoeft te worden afgedragen over een fiscale tegemoetkoming voor R&D, dan werkt de fiscale ‘subsidievoet’ voor R&D met een factor groter dan 1 door in de B-index, namelijk met de factor $1/(1 - \text{winstbelastingtarief, uitgedrukt als perunage})$. Zie bijvoorbeeld Warda (2001, 2006) voor de precieze technische vormgeving van de B-index.

een multiplier van ruim 1. Voor subsidies en kredieten zou daarmee een multiplier kunnen gelden die (gemiddeld genomen) ruim boven de 1,15 ligt. Die zou op ruwweg 1,20 kunnen worden ingeschat.²³⁸ Hierbij is geen rekening gehouden met winstbelasting die over de subsidies en de ‘subsidiecomponent’ van de kredieten moet worden afgedragen, op vergelijkbare wijze als hierboven aan de orde is gekomen voor de WBSO als fiscale R&D-faciliteit. Een winstbelastingtarief van 25% toepassen op een ‘brutomultiplier’ van 1,2 (daarbij subsidies in gedachten nemend) resulteert in een ‘nettomultiplier’ van 1,6.

Er wordt hier buiten beschouwing gelaten hoe de multiplier voor kredieten zich zou kunnen verhouden tot de multiplier voor subsidies en hoe vervolgens terugbetalingen van kredieten in de multiplier voor kredieten kunnen worden verwerkt. Dit is een redelijk onontgonnen vraagstuk in de literatuur, maar wel zeer relevant met het oog op het opgestarte Innovatiefonds in Nederland, als vervolg op het eerdere Innovatiekrediet en de Seed-faciliteit voor vroeg risicokapitaal (Minister van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie, 2011).²³⁹ Ook het belang van de precieze vormgeving van de subsidie- en kredietregelingen (onder andere de mate van selectiviteit) voor de hoogte van de multiplier blijft hier buiten beschouwing. De gevonden multiplier van 1,15 voor de totale overige overheidsfinanciering bevestigt wel dat met gerichte subsidies/kredieten een hogere multiplier kan worden bereikt dan met een algemene kostenverlaging van R&D via (‘conventionele’) fiscale faciliteiten. Er is echter geen sprake van een significant verschil tussen de gevonden coëfficiënten voor fiscale R&D-stimulering en de overige overheidsfinanciering.²⁴⁰

- *Significante positieve effecten van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen (coëfficiënten c(4) en c(5))*

Voor de invloed van publiek R&D-kapitaal is een significante coëfficiënt van 9,69 gevonden (*t*-waarde: 3,55), met daarbinnen significante gewichten van 0,33 en 0,67 voor respectievelijk R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. De gewichten geven aan dat de R&D-kapitaal van researchinstellingen een twee keer zo groot effect op de R&D-uitgaven van bedrijven zou hebben dan R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen. Feitelijk is voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen een coëfficiënt gevonden van 3,23 en voor R&D-kapitaal van researchinstellingen een coëfficiënt van 6,46.²⁴¹

²³⁸ Over de omvang van subsidies/kredieten in vergelijking met R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven is slechts beperkt informatie beschikbaar. Cijfers van de OECD (1999, blz. 38-39) geven hierover enige informatie voor een beperkt aantal landen. Die cijfers tonen dat in diverse OECD-landen R&D-opdrachten relatief omvangrijk zijn in vergelijking met subsidies/kredieten.

²³⁹ Volgens onderzoek van Fölster (1990, 1991), waarbij verschillende typen financiële R&D-stimulering hypothetisch aan bedrijven zijn voorgelegd in een enquête, zou de multiplier bij selectieve kredieten na een correctie voor terugbetalingen beperkt hoger zijn dan bij selectieve R&D-subsidies.

²⁴⁰ Bij een toets op significantie van het verschil tussen beide gevonden multipliers kan een gevonden verschil van 0,212 tussen de multipliers gerelateerd worden aan een standaardfout van 0,387 voor dat verschil. De *t*-waarde bij een toets op significantie van het verschil bedraagt daarmee 0,55 (= 0,212/0,387).

²⁴¹ Hierbij is uitgegaan van uitkomsten op vier decimalen nauwkeurig. Voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen is de coëfficiënt te berekenen als: $9,6914 \times 0,3336 = 3,23$. De coëfficiënt voor R&D-kapitaal van researchinstellingen is te berekenen als: $9,6914 \times 0,6666 = 6,46$.

Deze coëfficiënten geven semi-elasticiteiten weer, aangezien de variabelen hier semi-logaritmisch zijn vormgegeven.²⁴² De semi-elasticiteiten houden in dat een toename van de voorraad R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen met 0,01% van het bruto binnenlands product zou leiden tot een toename van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het bruto binnenlands product met 0,0323% en dat een toename van de voorraad R&D-kapitaal van researchinstellingen met 0,01% van het bruto binnenlands product zou leiden tot een toename van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het bruto binnenlands product met 0,0646%.

Uit de gevonden semi-elasticiteiten zijn multipliers te berekenen die aangeven hoe het niveau van beide categorieën publieke R&D-uitgaven doorwerkt in de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven. Hiervoor is het nodig om na te gaan hoe de omvang van de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen op langere termijn doorwerkt in de omvang van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen. Hiervoor kan worden uitgegaan van een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal volgens vergelijking (4.1) in paragraaf 4.2:

$$(8.2) \quad RDK_t = RD_t + (1-\delta) RDK_{t-1}$$

Dit is accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal in algemene zin, waarin vervolgens voor R&D-kapitaal (RDK) en het volume van de R&D-uitgaven (RD) concreet R&D-kapitaal en R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen dan wel researchinstellingen gelezen kan worden. De afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal (δ) is hier (vanuit een nationale invalshoek benaderd) als gegeven beschouwd. Op de achtergrond wordt die op het wereldwijde niveau bepaald door de ontwikkeling van nieuwe kennis met lopende R&D-uitgaven in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. De accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal is als volgt om te zetten naar een vergelijking waarin de R&D-uitgaven en de voorraad R&D-kapitaal worden uitgedrukt in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product:

$$(8.3) \quad \frac{RDK_t}{BBP_t} = \frac{RD_t}{BBP_t} + (1-\delta) \frac{RDK_{t-1}}{BBP_{t-1}} \frac{BBP_{t-1}}{BBP_t}$$

Daarmee kan in beeld worden gebracht hoe de R&D-kapitaalintensiteit op langere termijn in relatie staat tot de R&D-intensiteit, uitgaande van een gelijkblijvende R&D-intensiteit en tevens een constante economische groei. Hiervoor kan een langetermijnevenwichtsrelatie worden genoteerd die uit vergelijking (8.3) is af te leiden door de tijdsaanduidingen te verwijderen en de vergelijking te herschrijven tot een herleidevormrelatie voor de voorraad R&D-kapitaal op lange termijn:

²⁴² Die semi-elasticiteiten worden direct geschat indien de R&D-kapitaalintensiteiten van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen als afzonderlijke variabelen in de vergelijking worden opgenomen in plaats van binnen een samengestelde term. Zoals in paragraaf 8.2 is besproken, is het effect van de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen dan echter niet significant. De t -waarde daarvoor bedraagt dan 1,63, wat samengaat met een t -waarde van 2,96 voor het effect van de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen. De t -waarden voor de andere coëfficiënten in de vergelijking blijven hierbij gelijk.

$$(8.4) \quad \left(\frac{RDK}{BBP} \right)^* = \frac{1 + g_{BBP}}{\delta + g_{BBP}} \frac{RD}{BBP}$$

Hierin geeft de term aan de linkerkant de langetermijnevenwichtswaarde van de R&D-kapitaalintensiteit weer, die aan de rechterkant afhankelijk is van de R&D-intensiteit in combinatie met de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal en de volumegroei-voet van het bruto binnenlands product (g_{BBP}). De langetermijnevenwichtsrelatie kan vervolgens worden geconcretiseerd voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen door als afschrijvingsvoet de waarde in te vullen die in 2006 als meest recente jaar van de schattingsperiode van toepassing is voor publiek R&D-kapitaal (12,0%) binnen de berekeningen in dit proefschrift. Daarnaast kan voor de volumegroei-voet van het bruto binnenlands product hypothetisch de waarde worden ingevuld die in Nederland heeft gegolden over de laatste 10 jaar van de schattingsperiode (2,7%). Dan kunnen de volgende langetermijnevenwichtsrelaties worden opgesteld voor de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen:

$$(8.5) \quad \left(\frac{RDKHO}{BBP} \right)^* = \frac{1,027}{0,120 + 0,027} \frac{RD}{BBP} = 6,99 \frac{RDHO}{BBP}$$

$$(8.6) \quad \left(\frac{RDKRE}{BBP} \right)^* = \frac{1,027}{0,120 + 0,027} \frac{RD}{BBP} = 6,99 \frac{RDRE}{BBP}$$

Uitgaande van deze vergelijkingen volgt dat een verhoging van de R&D-intensiteit van hogeronderwijsinstellingen dan wel researchinstellingen met 0,01%-punt op langere termijn tot een verhoging van de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen c.q. researchinstellingen leidt met 0,0699%-punt. Een verhoging van de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen met 0,0699%-punt zou volgens het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking een positief effect op de R&D-intensiteit van bedrijven hebben van 0,226% (te berekenen als: $0,0699 \times 3,23$). Een verhoging van de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen met 0,0699%-punt zou volgens het schattingsresultaat een positief effect op de R&D-intensiteit van bedrijven hebben van 0,452% (te berekenen als: $0,0699 \times 6,46$).

Uit deze resultaten zijn multipliers te berekenen door een uitgangswaarde te kiezen voor de R&D-intensiteit van bedrijven. Als daarvoor de waarde van 1,01% wordt gekozen die in Nederland gold in 2006, volgt dat een verhoging van de R&D-intensiteit van hogeronderwijsinstellingen met 0,01%-punt op langere termijn een positief effect op de R&D-intensiteit van bedrijven heeft van 0,0023%-punt (te berekenen als: $0,226\%$ van 1,01) en dat een verhoging van de R&D-intensiteit van researchinstellingen met 0,01%-punt op langere termijn een positief effect op de R&D-intensiteit van bedrijven heeft van 0,0046%-punt (te berekenen als: $0,452\%$ van 1,01). Een verhoging van de R&D-intensiteit van hogeronderwijsinstellingen werkt daarbij met een multiplier van 0,23 ($= 0,0023/0,01$) door in de R&D-intensiteit van bedrijven, terwijl een verhoging van de R&D-uitgaven van researchinstellingen met een multiplier van 0,46 ($= 0,0046/0,01$) doorwerkt in de R&D-intensiteit van bedrijven. Ook kan worden berekend dat een verhoging van de publieke R&D-intensiteit verdeeld over hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen overeenkomstig de aandelen van de R&D-uitgaven

van hogeronderwijsinstellingen en de R&D-uitgaven van researchinstellingen in de totale publieke R&D-uitgaven in Nederland in 2006 (respectievelijk 73% en 27%), op langere termijn met een multiplier van 0,29 (= $0,73 \times 0,23 + 0,27 \times 0,46$) zou doorwerken in de R&D-intensiteit van bedrijven.

- *Significant positief effect van private financiering van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen (coëfficiënt $c(6)$ in combinatie met coëfficiënt $c(7)$)*

Voor het aandeel van private financiering in de voorraad R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen, is een significante coëfficiënt gevonden van 1,25 (t -waarde: 2,09). Daarmee wordt empirisch ondersteund dat publiek-private interactie bij R&D van hogeronderwijsinstellingen positief uitwerkt op de R&D-uitgaven van bedrijven. De gevonden waarde van 1,25 voor de coëfficiënt geeft een semi-elasticiteit weer, inhoudende dat een verhoging van het aandeel van private financiering in de voorraad R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen met 0,10%-punt zou resulteren in een toename van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het bruto binnenlands product met 0,125%.

Ook uit deze semi-elasticiteit kan een multiplier worden berekend. Stel dat de private financiering van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen stijgt met 0,001% van het bruto binnenlands product. Dat werkt op langere termijn door in de hoeveelheid privaat gefinancierd R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen in verhouding tot het bruto binnenlands product. Hiervoor kan analoog aan vergelijking (8.5) als langetermijnrelatie worden opgesteld:

$$(8.7) \quad \left(\frac{RDKHO_PF}{BBP} \right)^* = 6,99 \frac{RDHO_PF}{BBP}$$

Het verschil met vergelijking (8.5) is dat nu van privaat gefinancierde R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen ($RDHO_PF$) en privaat gefinancierd R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen ($RDKHO_PF$) is uitgegaan in plaats van de totale R&D-uitgaven en het totale R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen. Vergelijking (8.7) toont dat een verhoging van de private financiering van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen met 0,001% van het bruto binnenlands product op langere termijn zou leiden tot een verhoging van het privaat gefinancierde R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen met 0,00699% van het bruto binnenlands product. Relevanter is echter om het effect te kwantificeren op het aandeel van privaat gefinancierd R&D-kapitaal in het totale R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen, aangezien dat de verklarende variabele is die in de empirisch geschatte vergelijking ter verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven voorkomt. Door vergelijking (8.7) te delen door vergelijking (8.5) wordt een relatie verkregen voor het aandeel van privaat gefinancierd R&D-kapitaal in het totale R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen:

$$(8.8) \quad \frac{\left(\frac{RDKHO_PF}{BBP} \right)^*}{\left(\frac{RDK}{BBP} \right)^*} = \frac{6,99 \frac{RDHO_PF}{BBP}}{6,99 \frac{RDHO}{BBP}} \Leftrightarrow \left(\frac{RDKHO_PF}{RDK} \right)^* = \frac{RDHO_PF}{RDHO}$$

Een verhoging van de private financiering van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen met 0,001% van het bruto binnenlands product zou in verhouding tot de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen in Nederland in 2006 (0,64% van het bruto binnenlands product) 0,156% extra private financiering van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen inhouden. Anders gezegd: het aandeel van private financiering in de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen zou daarmee met 0,156%-punt toenemen. Uit vergelijking (8.8) volgt dat daarmee op langere termijn ook het aandeel van privaat gefinancierd R&D-kapitaal in het totale R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen met 0,156%-punt toe zou nemen.

Volgens de empirische voorkeursvergelijking zou hiervan een positief effect uitgaan op de R&D-intensiteit van bedrijven van 0,195% (te berekenen als: $0,156 \times 1,25$). Uitgaande van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland in 2006 (1,01%) zou daarmee de R&D-intensiteit van bedrijven met 0,00197%-punt positief beïnvloed worden. In verhouding tot de extra private financiering van de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen resulteert dat in een multiplier van 1,97 ($= 0,00197/0,001$).

Bedacht moet worden dat deze relatief hoog ogende multiplier geen direct effect van de private financiering van R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen op de R&D-uitgaven van bedrijven uitdrukt, maar een effect weergeeft van de publiek-private interactie die door de private financiering van de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen wordt gerepresenteerd. Het betreft hier een additioneel effect van publiek-private interactie, aanvullend op het directe effect van de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen op de R&D-intensiteit van bedrijven.

- *Sterk significant negatief effect van de relatieve prijs van R&D (coëfficiënt $c(8)$)*

Voor de relatieve prijssterm is een sterk significante elasticiteit gevonden van $-0,94$ gevonden (t -waarde: $-3,71$). Dit betekent dat een toename van de prijs van R&D in verhouding tot de prijs van het bruto binnenlands product met 1% een negatief effect op het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven zou hebben van 0,94%. Zoals eerder is aangegeven (in de paragrafen 6.5.4 en 8.2), kan de gevonden coëfficiënt voor de relatieve prijs van R&D als een grove benadering van de prijselasticiteit van R&D worden beschouwd. De gevonden coëfficiënt van $-0,94$ houdt in dat het volume van de R&D-uitgaven licht minder dan proportioneel reageert op de relatieve prijs van R&D. Daarbij wordt het effect van een relatieve prijsstijging van R&D op het volume van de R&D-uitgaven slechts beperkt gecompenseerd door hogere nominale R&D-uitgaven. Bij een elasticiteit van $-0,94$ voor het effect van de relatieve prijs van R&D op het volume van de R&D-uitgaven reageren de nominale R&D-uitgaven namelijk met een elasticiteit van 0,06 op de relatieve prijs van R&D.²⁴³ Het laatste is van toepassing voor de langere termijn. Op korte termijn reageert het volume van de R&D-uitgaven minder sterk op de relatieve prijs van R&D, gezien de gestaffelde doorwerking die bij de empirische schattingen werd gevonden. De absolute waarde van de hier gevonden elasticiteit voor de re-

²⁴³ Een elasticiteit van 0,06 voor de reactie van de nominale R&D-uitgaven op de relatieve prijs van R&D gecombineerd met een directe negatieve doorwerking van de relatieve prijs van R&D in het volume van de R&D-uitgaven met een elasticiteit van -1 (per definitie) resulteert per saldo in een elasticiteit van $-0,94$ voor het effect van de relatieve prijs van R&D op het volume van de R&D-uitgaven.

latieve prijsterm ligt dicht in de buurt van de coëfficiënt van 0,93 die gevonden is voor fiscale R&D-faciliteiten, waarbij eveneens sprake is van een gestaffeld aanpassingsproces.

- *Sterk significante positieve effecten van de sectorstructuurvariabelen (coëfficiënten $c(9)$ en $c(10)$)*

Er is een sterk significante invloed van de sectorstructuur gevonden. De verkregen elasticiteit voor het aandeel van de industrie in het bruto binnenlands product is 0,36 (t -waarde: 3,55). Voor het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de bruto toegevoegde waarde van de industrie bedraagt de gevonden elasticiteit 0,80 (t -waarde: 4,88). Voor deze twee effecten tezamen is een t -waarde van 6,72 te berekenen.²⁴⁴

In veruit de meeste van de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen, is sprake geweest van een trendmatige daling van het aandeel van de industrie in het bruto binnenlands product. Hier staat tegenover dat in een groot aantal landen het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de bruto toegevoegde waarde van de industrie trendmatig is toegenomen. De ontwikkeling van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in het bruto binnenlands product verschilt sterk tussen de verschillende landen. In een meerderheid van de landen, waaronder Nederland, is dit aandeel gedurende de schattingsperiode 1970-2006 gedaald.

Het combineren van de ontwikkeling van het aandeel van de industrie in het bruto binnenlands product en de ontwikkeling van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de bruto toegevoegde waarde van de industrie met de gevonden elasticiteiten van respectievelijk 0,36 en 0,80 voor deze twee variabelen geeft inzicht in de invloed die de sectorstructuurontwikkeling in de verschillende landen heeft gehad op de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven. Dan volgt dat de sectorstructuurontwikkeling in Denemarken, Finland, Ierland, Japan, Oostenrijk, Portugal, Zweden en Zwitserland een positieve invloed heeft gehad op de R&D-intensiteit van bedrijven in 2006 ten opzichte van 1970. In Australië, Frankrijk, Italië, Nederland, Noorwegen, het Verenigd Koninkrijk en de Verenigde Staten is sprake geweest van een negatieve invloed. In België, Canada, Duitsland, Nieuw Zeeland, Spanje ten slotte heeft de sectorstructuurontwikkeling min of meer neutraal uitgewerkt op de R&D-intensiteit van bedrijven in 2006 ten opzichte van 1970. Voor Nederland geldt dat de negatieve invloed op 18% kan worden geschat. Ierland en Finland hebben het sterkst geprofiteerd van de sectorstructuurontwikkeling, met positieve invloeden op de R&D-intensiteit van bedrijven van respectievelijk 87% en 75%.

- *Sterk significant positief effect van de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland in vergelijking met de wereldwijde hoogwaardige kennisvoorraad (coëfficiënt $c(13)$)*

Er is een sterk significant effect gevonden van de samengestelde term voor de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland ten opzichte van het buitenland. De gevonden coëfficiënt bedraagt 0,24, met een t -waarde van 4,30. Door deze coëfficiënt wordt een semi-logaritmisch effect weergegeven. De van toepassing zijnde semi-elasticiteit varieert in afhankelijkheid van de openheid van de economie, die als interactievariabele is opgenomen. Voor Nederland be-

²⁴⁴ Die t -waarde is te berekenen door de twee sectorstructuurvariabelen te combineren binnen een samengestelde term met tot 1 optellende gewichten voor de effecten van beide variabelen. De t -waarden voor de andere coëfficiënten in de vergelijking blijven dan gelijk.

draagt de semi-elasticiteit in 2006 als meest recente jaar van de schattingsperiode 0,33, terwijl die voor de Verenigde Staten als relatief gesloten economie een waarde heeft van 0,09.

Gezien de formulering van de hoogwaardigekennisvoorraadvariabele in vergelijking (8.1) houdt de semi-elasticiteit van 0,33 die hier voor Nederland berekend is, in dat een vergroting van de hoogwaardige kennisvoorraad per 1000 personen van de beroepsbevolking met 0,01 zou leiden tot 0,33% extra R&D-uitgaven van bedrijven in eigen land. De hoogwaardige kennisvoorraad is daarbij gemeten als de voorraad toegekende Amerikaanse patenten (gecorrigeerd voor afschrijvingen vanwege veroudering van kennis) met een ‘lead’ van 3 jaar. In 2006 bedroeg de hoogwaardige kennisvoorraad in Nederland 1,24 per 1000 personen van de beroepsbevolking. Een verhoging van die ratio met 10% (= 0,124) zou bij een gelijkblijvende ratio in het buitenland leiden tot een ruim 4% hogere R&D-intensiteit van bedrijven in eigen land.

Het feit dat geen significante zelfstandige invloeden van de hoogwaardige kennisvoorraad in het binnenland en op het wereldwijde niveau zijn gevonden (zie de bespreking van schattingsvariant (5)) in paragraaf 8.3), geeft sterk de indruk dat de hoogwaardige kennisvoorraad de R&D-intensiteit van bedrijven vooral beïnvloedt als R&D-vestigingsplaatsfactor.

- *Sterk significant positief effect van bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland (coëfficiënt c(16) in combinatie met coëfficiënt c(17))*

De samengestelde term voor de bescherming van intellectueel eigendom heeft een sterk significante elasticiteit van 1,00 met een *t*-waarde van 5,06. De samengestelde term bestaat uit componenten die betrekking hebben op de ‘index of patent rights’ in eigen land en die in het buitenland, gewogen op basis van exportaandelen. De aandelen van binnenlandse afzet en export in het totale afzetvolume van een land bepalen tezamen met de daaraan gekoppelde wegingsfactoren het relatieve belang van de ‘index of patent rights’ in eigen land en die in het gewogen buitenland voor de R&D-intensiteit van bedrijven in een land. Voor de binnenlandse afzet is een wegingsfactor gevonden van 0,13 (coëfficiënt c(17); *t*-waarde: 2,07), waarmee voor de export een wegingsfactor volgt van 0,87 (= 1–0,13). Dat betekent dat bescherming van intellectueel eigendom per eenheid afzet op de buitenlandse markt 6,7 keer (= 0,87/0,13) zo belangrijk zou zijn voor de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven in het eigen land als de bescherming van intellectueel eigendom op de binnenlandse markt per eenheid afzet.

Voor Nederland gold in 2006 als laatste jaar van de schattingsperiode dat het aandeel van de export in het totale afzetvolume 44,1% bedroeg. Voor de ‘index of patent rights’ in het gewogen buitenland volgt dan uit de gevonden waarden voor de coëfficiënten c(16) en c(17) een elasticiteit van 0,84, terwijl voor de ‘index of patent rights’ in Nederland zelf de elasticiteit 0,16 bedraagt.²⁴⁵ Ter vergelijking kunnen de elasticiteiten worden gezien voor de Verenigde Staten als grote relatief gesloten economie. Bij een aandeel van export in de het totale afzetvolume van 9,5% in 2006 volgt voor de Verenigde Staten een elasticiteit van 0,41 voor de ‘in-

²⁴⁵ Achtereenvolgens te berekenen als:

$$1,00 \times \frac{0,87 \times 44,1/100}{0,13 \times (1 - 44,1/100) + 0,87 \times 44,1/100} \text{ en } 1,00 \times \frac{0,13 \times (1 - 44,1/100)}{0,13 \times (1 - 44,1/100) + 0,87 \times 44,1/100}$$

dex of patent rights’ in het gewogen buitenland, tegenover een elasticiteit van 0,59 voor de ‘index of patent rights’ in het eigen land.

- *Significant positief effect van de nettokapitaalinkomensquote (coëfficiënt $c(18)$)*

Voor de semi-logaritmisch opgenomen nettokapitaalinkomensquote is in schattingsvariant (4) een significante coëfficiënt (semi-elasticiteit) van 0,59 gevonden met een t -waarde van 2,89. Het significante positieve effect dat hier verkregen is, spoort met wat op grond van eerder empirisch onderzoek verwacht zou kunnen worden (zie paragraaf 6.5.10). De gevonden coëfficiënt geeft aan dat een 1%-punt hogere nettokapitaalinkomensquote van bedrijven na aftrek van winstbelasting een positieve invloed op de R&D-intensiteit van bedrijven uit zou oefenen van 0,59%. In Nederland bedroeg de waarde van de variabele in 2006 als laatste jaar van de schattingsperiode 17,4%. Vanaf dat niveau zou een stijging van de variabele met 10% (= 1,74%-punt) leiden een positief effect op de R&D-intensiteit van bedrijven met ruim 1%.

Zoals in paragraaf 8.2 al werd vermeld, is het effect van de nettokapitaalinkomensquote geschat met een jaar vertraging. Bij de empirische schattingen is een duidelijke rol gebleken van een vertraging. Indien naast de één jaar vertraagde nettokapitaalinkomensquote de onvertraagde nettokapitaalinkomensquote wordt opgenomen, dan wordt voor de onvertraagde variabele een coëfficiënt van 0,01 gevonden met een t -waarde van 0,04, terwijl voor de één jaar vertraagde variabele een coëfficiënt volgt van 0,59 met een t -waarde van 2,46. De vertraging die naar voren komt, geeft de indruk dat de winstgevendheid van bedrijven met name als financieringsbron van belang is voor de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven (zie hierover verder paragraaf 6.5.10).

Aanvullend is getoetst in hoeverre een omgekeerd U-vormig verband tussen de kapitaalinkomensquote en de R&D-intensiteit van bedrijven valt waar te nemen. Daarmee zou een omgekeerd U-vormig verband tussen de mate van concurrentie en de innovatie-inspanningen van bedrijven bevestigd kunnen worden (zie in dat verband de paragrafen 6.4.6 en 6.5.10). De toets is uitgevoerd door naast de lineaire kapitaalinkomensquotevariabele die al voorkomt in basisvergelijking (8.1), $((KIQ - WB)/100)^2$ als kwadratische term op te nemen. Daarbij hebben schattingen plaatsgevonden zowel met als zonder jaar vertraging bij de kapitaalinkomensquotevariabele. In beide gevallen werd geen omgekeerd U-vormig verband gevonden, maar een (monotoon) opgaand verband.²⁴⁶

- *Sterk significant positief effect van de omvang van bankkrediet (coëfficiënt $c(20)$)*

Hoewel een negatieve invloed van de reële rente niet empirisch kon worden bevestigd, komt wel een sterk significante positieve invloed van de bankkredietvariabele naar voren. De gevonden elasticiteit bedraagt 0,14, met een t -waarde van 4,18. De bankkredietvariabele (omvang bankkrediet in verhouding tot het bruto binnenlands product) is in de loop der jaren in bijna alle landen sterk gestegen, waarmee deze variabele een bijdrage levert aan de verklaring van de trendmatige toename van de R&D-intensiteit van bedrijven die in veel landen heeft

²⁴⁶ Bij de schatting zonder vertraging is voor de lineaire variabele een coëfficiënt gevonden van 0,27 met een t -waarde van 0,82 en voor de kwadratische term een coëfficiënt van 0,97 met een t -waarde van 0,67. Bij de schatting met een jaar vertraging bedragen deze coëfficiënten respectievelijk 0,53 en 0,28 met t -waarden van (achtereenvolgens) 1,36 en 0,18.

plaatsgevonden (ook op basis van volumebedragen; zie paragraaf 5.6) Aangezien de theoretische en empirische basis voor deze variabele in de literatuur nog smal is, is het moeilijk om het gevonden effect goed te duiden en op plausibiliteit te beoordelen.

- *Significant positief effect van de openheid van de economie (coëfficiënt c(23))*

Voor de openheid van de economie is een significante elasticiteit gevonden van 0,22 met een t -waarde van 2,10. Gezien de sterke trendmatige stijging van de openheid van de economie, draagt ook deze variabele bij aan de verklaring van de trendmatige toename van de R&D-intensiteit van bedrijven in veel landen. De variabele is gecorrigeerd voor de relatieve omvang van de economie van een land, om de variabele ook goed in de cross-sectiedimensie te kunnen interpreteren (zie paragraaf B6.2.6 van bijlage B6.2 bij hoofdstuk 6). Dit heeft geen grote invloed op het schattingsresultaat, omdat de schatting door het opnemen van landendummy's gebaseerd is op ontwikkelingen van de variabelen over de tijd. Indien de variabele niet wordt gecorrigeerd voor de relatieve omvang van de economie, is het resultaat wel duidelijk minder krachtig. Dan wordt voor de openheid van de economie een elasticiteit van 0,18 gevonden met een t -waarde van 1,72.

- *Sterk significant positief effect van de R&D-intensiteit van bedrijven wereldwijd (coëfficiënt c(24))*

Voor het effect van de R&D-intensiteit van bedrijven wereldwijd is een sterk significante elasticiteit van 0,35 gevonden met een t -waarde van 3,18. Dat bevestigt dat de R&D-intensiteit van bedrijven in een land deels door de R&D-intensiteit van concurrenten en leveranciers wereldwijd wordt bepaald. Conform het onderzoek van Minne (1997), dat de grondslag vormt voor het opnemen van de wereldwijde R&D-intensiteit als verklarende variabele, is bij dit effect rekening gehouden met een jaar vertraging. Het is een optie voor vervolgonderzoek om de modellering van de wereldwijde R&D-intensiteit te verfijnen door daarbij een splitsing aan te brengen tussen de binnenlandse en de buitenlandse R&D-intensiteit (één jaar vertraagd).

- *Significant positief effect van de dummy voor West-Duitsland (coëfficiënt c(27))*

Er is een significant positief effect gevonden van de dummy voor West-Duitsland, waarbij de t -waarde 2,64 bedraagt. Dat geeft aan dat in het voormalige Oost-Duitsland de R&D-intensiteit van bedrijven lager is dan in het voormalige West-Duitsland, ook nadat gecontroleerd is voor een groot aantal verklarende factoren. De gevonden coëfficiënt voor de dummy is 0,14, wat inhoudt dat het om een negatief effect op de R&D-intensiteit van het herenigde Duitsland zou gaan van 13%.²⁴⁷

Verklaring van de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het totaal van 20 OECD-landen op basis van de empirische voorkeursvergelijking

In het voorgaande is telkens de ontwikkeling van variabelen over de tijd het uitgangspunt geweest bij de bespreking van de empirische resultaten voor de verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven. Aangezien de variabelen ook direct zeggingskracht hebben voor een vergelijking tussen landen in de cross-sectiedimensie, zijn de resultaten ook gebruikt om zicht te krijgen op verklaringen voor de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het

²⁴⁷ Het gevonden semi-logaritmische effect kan als volgt worden omgezet naar een multiplicatief effect: $e^{-0,14} = 0,87$. Hieruit volgt een procentueel effect van -13 ($= 100 \times (0,87 - 1)$).

buitenland. In tabel 8.4 worden berekeningen gepresenteerd die voor een aantal jaren binnen de periode 1970-2006 aangeven welke bijdragen de verschillende verklarende factoren uit de empirische voorkeursvergelijking leveren aan de private R&D-positie van Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen.

Hieruit blijkt dat Nederland positief scoort bij de bijdragen van de openheid van de economie, de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en de beschikbaarheid van bankkrediet. Daar staan negatieve scores tegenover bij de bijdragen van de sectorstructuur, de hoogwaardigekennisvoorraadpositie, de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D (ook afzonderlijk bij de twee onderscheiden categorieën: fiscale faciliteiten en overige overheidsfinanciering), de bescherming van intellectueel eigendom (in binnen- en buitenland gecombineerd) en de R&D-uitgaven van researchinstellingen. De sectorstructuur en de relatief lage omvang van de hoogwaardige kennisvoorraad leveren hierbij de grootste negatieve bijdragen aan de private R&D-positie van Nederland. Hieronder wordt het effect van de sectorstructuur nader gekwantificeerd. Daarna zal naar een bredere verklaring voor de private R&D-achterstand van Nederland worden gekeken, waarbij internationalisering van R&D een belangrijke rol lijkt te spelen.

- *Invloed van de sectorstructuur*

De bijdragen van de verschillende factoren aan de verklaring van de private R&D-positie van Nederland zijn in tabel 8.4 weergegeven als indexcijfers. Die indexcijfers werken multiplicatief uit op de private R&D-positie van Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen. Dat wil zeggen dat ze met elkaar vermenigvuldigd kunnen worden om gecombineerde effecten van meerdere variabelen te berekenen. De bijdragen van de twee sectorstructuurvariabelen in 2006 zijn samen te voegen door de afzonderlijke indexcijfers van 0,93 en 0,84 te vermenigvuldigen tot 0,78. Die waarde geeft aan dat de private R&D-intensiteit in Nederland 28% ($= 100 \times (1/0,78 - 1)$) hoger zou zijn geweest als de sectorstructuur in Nederland overeenkomstig het totaal van de 20 OECD-landen was geweest. Bij een private R&D-intensiteit in Nederland in 2006 van 1,01% (getoond in tabel 5.9 in paragraaf 5.6), zou dit een positieve invloed op de private R&D-intensiteit in Nederland hebben gehad van 0,28%-punt.

Omgekeerd geldt dat de private R&D-positie in het totaal van de 20 OECD-landen 22% ($= 100 \times (1 - 0,78)$) lager zou zijn geweest als de sectorstructuur daar overeen was gekomen met die in Nederland. Bij een private R&D-intensiteit in het totaal van de 20 OECD-landen in 2006 van 1,64% (zie tabel 5.9 in paragraaf 5.6), betreft dat een effect van 0,36%-punt. Dit effect geeft in feite weer welk deel van de private R&D-voorsprong van het totaal van de 20 OECD-landen ten opzichte van Nederland kan worden toegeschreven aan een voor R&D gunstiger sectorstructuur in het buitenland. Daarbij treedt een versterkend (multiplicatief) effect op van gemiddeld genomen hogere private R&D-intensiteiten in het buitenland gecorrigeerd voor het effect van de sectorstructuur.

Het betreft hier ruwe benaderingen van het effect van de sectorstructuur op de private R&D-positie van Nederland. Eerder is in diverse onderzoeken het effect van de sectorstructuur op de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het buitenland direct berekend met data voor de R&D-uitgaven en de toegevoegde waarde op sectorniveau voor een groot aantal afzonderlijke OECD-landen (zie paragraaf 6.5.5). Daarbij zijn in lijn met de tweede

Tabel 8.4 Verklaring van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven (op basis van volumebedragen) in Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen, op basis van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking ter verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven in tabel 8.2; 1970-2006

Indexcijfers die waarden voor Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen weergeven. Afzonderlijke OECD-landen gewogen op basis van omvang van het bruto binnenlands product (in volumebedragen, prijzen van 2005)

	Nederland ten opzichte van totaal van 20 OECD-landen (indexcijfers; 20 OECD-landen = 1)				
	1970	1980	1990	2000	2006
R&D-intensiteit van bedrijven (volumebedragen), feitelijk	0,90	0,70	0,67	0,64	0,62
R&D-intensiteit van bedrijven (volumebedragen), empirisch verklaard	0,76	0,64	0,73	0,74	0,72
Multipliatieve bijdragen hieraan van:					
• fiscale R&D-faciliteiten	1,00	1,00	0,92	0,98	0,97
• overheidsfinanciering exclusief fiscaal	0,80	0,86	0,94	0,97	0,95
• R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	1,04	1,04	1,03	1,04	1,05
• R&D-kapitaal van researchinstellingen	0,99	1,00	1,00	0,99	0,97
• publieke R&D-uitgaven (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	0,98	0,98	0,96	0,98	1,00
• relatieve prijs van R&D (index, 2005 = 1)	1,05	0,96	0,97	0,99	1,00
• sectorstructuur: aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	0,97	0,90	0,95	0,93	0,93
• sectorstructuur: aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in toegevoegde waarde industrie	0,91	0,85	0,88	0,86	0,84
• hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland versus buitenland	0,93	0,93	0,91	0,81	0,77
• bescherming van intellectueel eigendom, waarvan (afhankelijk van aandelen van binnenlandse afzet en export in totale afzet):					
– in binnenland (met interactieterm)	0,71	0,68	0,65	0,63	0,63
– in buitenland (met interactieterm)	1,34	1,38	1,47	1,48	1,49
• nettokapitaalinkomensquote bedrijven	1,02	0,98	1,01	0,99	0,99
• beschikbaarheid van bankkrediet	0,94	1,00	1,00	1,07	1,10
• openheid van economie	1,16	1,14	1,13	1,11	1,11
• dummy in verband met hereniging Duitsland (via dummy voor West-Duitsland)	0,99	0,99	0,99	1,00	1,00
• landendummy's	1,07	1,06	1,06	1,07	1,07
<i>Totaal van de multipliatieve bijdragen</i>	<i>0,76</i>	<i>0,65</i>	<i>0,72</i>	<i>0,72</i>	<i>0,68</i>

* Berekend door de multipliatieve bijdragen in de afzonderlijke landen ten opzichte van Nederland rekenkundig te wegen aan de hand van de aandelen van de landen in het volume van het bruto binnenlands product in het totaal van de 20 OECD-landen en vervolgens hiervan de reciproque te berekenen. Het totaal van de berekende multipliatieve bijdragen komt niet geheel overeen met de empirisch verklaarde R&D-intensiteit in Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen. De reden hiervoor is dat de multipliatieve effecten van de verschillende determinanten per land verschillend uitwerken op de R&D-intensiteit, afhankelijk van de determinanten in totaliteit. Hiervan is geabstraheerd bij de aggregatie van het individuele landenniveau naar het niveau van de 20 OECD-landen.

Bron: berekeningen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in tabel 8.2 (schattingsvariant (6)) en de tijdreeksen die bij de empirische schattingen zijn gebruikt.

benadering hierboven R&D-intensiteiten in het buitenland als uitgangspunt genomen, met als verschil dat het daar R&D-intensiteiten op het niveau van individuele sectoren betreft.²⁴⁸ Uit het meest recente onderzoek, uitgevoerd door Van Stel e.a. (2011), volgt dat de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het OECD-gemiddelde in 2006 voor 0,40%-punt (van het bruto binnenlands product) kan worden toegeschreven aan een sectorstructureffect. Daarbij is in de noemer van de private R&D-intensiteit uitgegaan van het bruto binnenlands product tegen basisprijzen, terwijl bij de hier uitgevoerde berekeningen is gewerkt met het bruto binnenlands product tegen marktprijzen. Als de uitkomst van het onderzoek van Van Stel e.a. (2011) wordt omgezet naar een percentage van het bruto binnenlands product tegen marktprijzen, dan volgt een sectorstructureffect van 0,35%-punt.²⁴⁹ Dat ligt zeer dicht bij het effect van 0,36% dat hierboven berekend is op basis van de gevonden coëfficiënten voor de sectorstructuurvariabelen.

- *Bredere verklaring van de private R&D-achterstand van Nederland*

Naast de sectorstructuur biedt de hoogwaardigekennisvoorraadpositie van Nederland een belangrijke verklaring aan de private R&D-achterstand van Nederland. De achterliggende term voor de hoogwaardige kennisvoorraad dient beschouwd te worden in het kader van internationalisering van R&D. Het hier verkregen resultaat suggereert dat Nederland negatief scoort bij hoogwaardige kennis als internationale vestigingsplaatsfactor voor R&D. Hier dient voorzichtig mee omgegaan te worden, omdat andere indicatoren er juist op wijzen dat in Nederland veel excellente kennis ontwikkeld wordt. Dat komt naar voren uit statistieken over wetenschappelijke publicaties en Europese en triadische octrooien.²⁵⁰ Mogelijk geeft de hier gehanteerde indicator voor hoogwaardig kennis, gebaseerd op toegekende Amerikaanse patenten, een onderschatting van de positie van Nederland wat betreft de beschikbaarheid van excellente kennis.

Wordt in tabel 8.4 breed gekeken naar verklaringsgronden voor de private R&D-positie van Nederland, dan blijken de gekwantificeerde bijdragen van verklarende factoren in de tabel de sterke private R&D-achterstand van Nederland in 2006 redelijk goed te kunnen verklaren, ze-

²⁴⁸ Er is een formule gehanteerd (ontleend aan Hollanders en Verspagen, 1998, 1999) waarbinnen het sectorstructureffect voor Nederland ten opzichte van het buitenland wordt bepaald door absolute verschillen tussen Nederland en het buitenland bij de aandelen van afzonderlijke sectoren in de bruto toegevoegde waarde van de totale economie te vermenigvuldigen met de R&D-intensiteiten *in het buitenland* in die afzonderlijke sectoren en daarna te sommeren tot resultaten op macroniveau.

²⁴⁹ Hierbij is eenvoudigweg de verhouding tussen het bruto binnenlands product tegen marktprijzen en het bruto binnenlands product tegen basisprijzen in Nederland als uitgangspunt genomen. Uit de Nationale Rekeningen van het Centraal Bureau voor de Statistiek (beschikbaar in StatLine; <http://statline.cbs.nl>) blijkt dat het bruto binnenlands product tegen marktprijzen in Nederland in 2006 13% hoger was dan het bruto binnenlands product tegen basisprijzen. De uitkomst van het onderzoek van Van Stel e.a. (2011) kan daarmee door 1,13 gedeeld worden om op een percentage van 0,35 in verhouding tot het bruto binnenlands product tegen basisprijzen uit te komen.

²⁵⁰ Triadische octrooien zijn octrooien die door het Amerikaanse octrooibureau (USPTO) zijn toegekend en tevens zijn aangevraagd bij het Europese en het Japanse octrooibureau (EPO en JPO). Zie voor statistieken over de positie van Nederland bij wetenschappelijke publicaties en Europese en triadische octrooien bijvoorbeeld Nederlands Observatorium van Wetenschap en Technologie (2010, hfst. 5 en paragraaf 6.3.4) en Centraal Bureau voor de Statistiek (2009, blz. 45 en 105).

ker als daarbij wordt gecorrigeerd voor de positieve bijdrage van het landendummy-effect binnen de verklarende factoren. De sterke neerwaartse trend die tussen 1970 en 2006 te zien is bij de private R&D-positie van Nederland, kan echter slechts voor een beperkt deel verklaard worden. Een vraag is vervolgens waar de toegenomen private R&D-achterstand van Nederland aan toegeschreven zou kunnen worden buiten de factoren waarmee rekening is gehouden in de empirische voorkeursvergelijking. Een reële mogelijkheid is dat dit verband houdt met internationalisering van R&D. Dat wordt hieronder toegelicht.

In onderzoek van Erken en Ruiters (2008) is gebleken dat de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het OECD-gemiddelde naast de sectorstructuur voor een belangrijk deel kan worden toegeschreven aan een ‘tekort’ aan R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederland. Hoewel Nederland bij de R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in verhouding tot het bruto binnenlands product redelijk gemiddeld scoort, zou een grotere omvang verwacht kunnen worden op grond van de sterke openheid van de Nederlandse economie. De sterke openheid van de Nederlandse economie gaat gepaard met relatief hoge R&D-uitgaven van Nederlandse bedrijven in het buitenland. Als daar niet relatief hoge R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederland tegenover staan, is sprake van een kloof tussen de hoeveelheid R&D die Nederlandse bedrijven in het buitenland verrichten en de hoeveelheid R&D die buitenlandse bedrijven in Nederland verrichten.

Het onderzoeksresultaat van Erken en Ruiters (2008) is verkregen voor het jaar 2001. Er bestaat geen kwantitatief beeld van de invloed van de R&D-internationaliseringsfactor op de private R&D-positie van Nederland over een lange periode. Een mogelijkheid is dat Nederlandse bedrijven gedurende de periode 1970-2006 een steeds groter deel van hun R&D in het buitenland uit zijn gaan voeren en dat de ontwikkeling van R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederland hier structureel bij achter is gebleven. Dat zou een verklaring kunnen bieden voor de sterk negatieve trend die zich bij de private R&D-achterstand van Nederland heeft voorgedaan gedurende de periode 1970-2006. Deels wordt die negatieve trend verklaard, onder andere met sectorstructuurvariabelen en een variabele die betrekking heeft op het belang van hoogwaardige kennis als vestigingsplaatsfactor voor R&D. Er blijft echter nog een groot deel van die trend onverklaard. Internationalisering van R&D zou een sterker negatief effect op de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland kunnen hebben gehad dan waar rekening mee wordt gehouden via het geschatte effect van de hoogwaardige-kennisvoorraadpositie.

Nader onderzoek waarin de R&D-internationaliseringsstromen over een lange periode in beeld worden gebracht voor Nederland in vergelijking met het buitenland, is nodig om meer duidelijkheid te verkrijgen over de rol van R&D-internationalisering als factor achter de toegenomen private R&D-achterstand van Nederland. Dit wordt echter bemoeilijkt door het ontbreken van data over internationalisering van R&D over een lange periode in de beschikbare statistieken. Ook in studies over trends in internationalisering van R&D (bijvoorbeeld OECD, 1998, 2008c) ontbreken gegevens over een lange periode vooralsnog. Aannemelijk is wel dat Nederlandse bedrijven in steeds sterkere mate R&D in het buitenland zijn verrichten (zie bijvoorbeeld Vijsselaar, 2010). Een confrontatie met de trendmatige ontwikkeling van de R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederland is nodig om in kaart te kunnen brengen hoe

de invloed van R&D-internationalisering op de private R&D-positie van Nederland zich in de loop der jaren heeft ontwikkeld.

8.5 Dynamische specificaties

De schatting van de dynamische specificaties voor de R&D-uitgaven van bedrijven in deze paragraaf verloopt analoog aan die in paragraaf 7.6 voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2 (schattingsvariant (6)) wordt gebruikt om langetermijnevenwichtswaarden te bepalen, waarna vervolgens de kortetermijndynamiek wordt onderzocht aan de hand van een dynamische foutcorrectiespecificatie. Daarbij vindt ook een toets op cointegratie plaats, gezien het niet-(trend)stationaire verloop van de te verklaren variabele in de langetermijnevenwichtsrelatie voor de R&D-uitgaven van bedrijven (zie bijlage B6.3 bij hoofdstuk 6).

Aangezien de uitwerking en de uitkomsten een sterke gelijkenis hebben met de analyse van de kortetermijndynamiek voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, is de begeleidende tekst bij de schattingen in deze paragraaf vergelijkbaar met die in paragraaf 7.6. Een verschil is hier echter dat bij de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie geen significante invloed werd gevonden van de conjunctuurvariabele. Dat houdt in dat de ‘fitted values’ bij de langetermijnevenwichtsrelatie hier overeenkomen met de langetermijnevenwichtswaarden. Wel zal hier de invloed van de conjunctuur opnieuw worden geschat binnen de dynamische specificaties voor de korte termijn. Zoals al eerder werd aangegeven (in paragraaf 8.3, bij de bespreking van schattingsvariant (5)), wordt dan alsnog een significante negatieve invloed van de conjunctuurvariabele op de private R&D-intensiteit gevonden.

Onderstaande aanvullende symbolenlijst geeft de betekenis van de symbolen weer die in deze paragraaf worden gebruikt en nog niet eerder zijn geïntroduceerd.

Aanvullende symbolenlijst bij de vergelijkingen (8.9)-(8.13)

$\ln \left[\left(\frac{RBE}{BBP} \right)^* \right]$	= natuurlijke logaritme van de langetermijnevenwichtswaarde van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product, benaderd op basis van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2
$\left[\ln \left(\frac{RDBE}{BBP} \right) \right]^{fit}$	‘fitted value’ van de natuurlijke logaritme van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product bij het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2

Langetermijnevenwichtswaarden

De langetermijnevenwichtswaarden worden benaderd door de ‘fitted values’ van $\ln(RDBE/BBP)$ te berekenen bij het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2:

$$(8.9) \quad \ln \left[\left(\frac{RDBE}{BBP} \right)^* \right] = \left[\ln \left(\frac{RDBE}{BBP} \right) \right]^{fit}$$

Dynamische foutcorrectiespecificatie

De langetermijnevenwichtswaarden worden vervolgens gerelateerd aan de feitelijke waarden van $\ln(RDBE/BBP)$ om de kortetermijndynamiek te analyseren. Daarvoor kan de volgende foutcorrectiespecificatie worden opgesteld:

$$(8.10) \quad \Delta \ln \left(\frac{RDBE}{BBP} \right) = c(1) \times \Delta \ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right) + c(2) \times \Delta \ln \left[\left(\frac{RDBE}{BBP} \right)^* \right] \\ + c(3) \times \left\{ \ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right) - \ln \left[\left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right)^* \right] \right\}$$

Hieraan kan vervolgens een empirisch te schatten invloed van de conjunctuur worden toegevoegd door de specificatie als volgt uit te breiden:

$$(8.11) \quad \Delta \ln \left(\frac{RDBE}{BBP} \right) = c(1) \times \left(\frac{\Delta \ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right)}{-c(4) \Delta \ln(CON(-1))} \right) + c(2) \times \Delta \ln \left[\left(\frac{RDBE}{BBP} \right)^* \right] \\ + c(3) \times \left\{ \frac{\ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right) - c(4) \times \ln(CON(-1))}{- \ln \left[\left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right)^* \right]} \right\} + c(4) \times \Delta \ln(CON)$$

Deze methodiek is eerder op vergelijkbare wijze toegepast bij vergelijking (7.6) in paragraaf 7.6, waar een vrij te schatten invloed van de conjunctuur werd opgenomen in een foutcorrectiespecificatie voor de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. De conjunctuurvariabele (*CON*) geeft hier het volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product weer ten opzichte van een trendmatige ontwikkeling berekend met een Hodrick-Prescott-filter.

In tabel 8.5 wordt het schattingsresultaat van foutcorrectiespecificatie (8.11) getoond. De geschatte waarden van de coëfficiënten $c(1)$, $c(2)$ en $c(3)$ geven een kortetermijndynamiek weer die globaal bezien sterk overeenkomt met die bij de dynamische foutcorrectiespecificaties voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in paragraaf 7.6. De gevonden waarde van 0,46 voor coëfficiënt $c(2)$ geeft weer dat een verandering in de langetermijnevenwichtswaarde van $\ln(RDBE/BBP)$ voor 46% direct doorwerkt in de feitelijke ontwikkeling van $\ln(RDBE/BBP)$. De gevonden waarde van $-0,16$ voor coëfficiënt $c(3)$ houdt in dat de vertraagde aanpassing via het foutcorrectiemechanisme relatief traag verloopt. De coëfficiënt is met een t -waarde van $-5,55$ niettemin sterk significant, waaruit geconcludeerd kan worden dat er sprake is van cointegratie. Daarnaast is er een vrij sterke rol voor een gestaffeld aanpassingsproces via de vertraagde endogene variabele, zoals blijkt uit de gevonden waarde van 0,34 voor coëfficiënt $c(1)$ met een t -waarde van 6,78. Voor de conjunctuurvariabele is een elasticiteit van $-0,38$ gevonden met een t -waarde van $-2,85$. Dat houdt in dat de R&D-uitgaven van bedrijven de conjuncturele ontwikkeling van het bruto binnenlands product voor 62% zouden volgen. Het ne-

Tabel 8.5 Schattingsresultaten voor de kwantificering van de kortetermijndynamiek bij de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven op basis van vergelijkingen (8.11) en (8.13), uitgaande van schattingsvariant (6) uit tabel 8.2 als empirische voorkeursvergelijking voor de langetermijnevenwichtsrelatie*

		Foutencorrectie-model (deltaspecificatie)	Herschreven tot niveauevergelijking
		Te verklaren variabele:	Te verklaren variabele:
		$\Delta \ln \left(\frac{RD\text{BE}}{BBP} \right)$	$\ln \left(\frac{RD\text{BE}}{BBP} \right)$
Coëfficiënten en bijbehorende variabelen in de deltaspecificatie			
c(1)	$\Delta \ln \left(\frac{RD\text{BE}(-1)}{BBP(-1)} \right) - c(4) \Delta \ln(\text{CON}(-1))$	0,34 (6,78)	0,34 (6,78)
c(2)	$\Delta \ln \left[\left(\frac{RD\text{BE}}{BBP} \right)^* \right]$	0,46 (7,46)	0,46 (7,46)
c(3)	$\ln \left(\frac{RD\text{BE}(-1)}{BBP(-1)} \right) - c(4) \ln(\text{CON}(-1)) - \ln \left[\left(\frac{RD\text{BE}(-1)}{BBP(-1)} \right)^* \right]$	-0,16 (-5,55)	-0,16 (-5,55)
c(4)	$\Delta \ln(\text{CON})$	-0,38 (-2,85)	-0,38 (-2,85)
Coëfficiënten uit de deltaspecificatie in relatie tot de variabelen uit de niveauevergelijking			
1+c(1)+c(3)	$\ln \left(\frac{RD\text{BE}(-1)}{BBP(-1)} \right) - c(4) \ln(\text{CON}(-1))$		1,19
-c(1)	$\ln \left(\frac{RD\text{BE}(-2)}{BBP(-2)} \right) - c(4) \ln(\text{CON}(-2))$		-0,34
c(2)	$\ln \left[\left(\frac{RD\text{BE}}{BBP} \right)^* \right]$		0,46
-(c(2)+c(3))	$\ln \left[\left(\frac{RD\text{BE}(-1)}{BBP(-1)} \right)^* \right]$		-0,31
c(4)	$\ln(\text{CON})$		-0,38
Landendummy's opgenomen?		Nee	Nee
R ²		0,355	0,996
Gecorrigeerde R ²		0,352	0,996
Durbin-Watson (D.W.)		2,06	2,06
Schattingsperiode		1971-2006	
Aantal landen		20	
⇒ Aantal waarnemingen		720 (= 20 × 36)	

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit (White-standaardfouten).

gatieve noemereffect op de R&D-intensiteit van bedrijven van de resterende 38% is tamelijk beperkt te achten.

In paragraaf 8.3 is al aangestipt dat er naast een direct effect van de conjunctuur op de R&D-intensiteit van bedrijven ook sprake is van een indirecte invloed via de één jaar vertraagde nettokapitaalinkomensquote als verklarende variabele binnen de langetermijnevenwichtsrelatie voor de R&D-intensiteit van bedrijven. Een empirische schatting waarbij de absolute mutatie van de nettokapitaalinkomensquote ($\Delta((KIQ - WBQ)/100)$) wordt verklaard uit de logaritmische verandering van de conjunctuurvariabele ($\Delta \ln(CON)$), levert een coëfficiënt van 0,57 op voor de invloed van de conjunctuurvariabele, met een t -waarde van 6,66.²⁵¹ Die coëfficiënt kan worden gebruikt om de invloed van de één jaar vertraagde nettokapitaalinkomensquote binnen de langetermijnevenwichtswaarden ('fitted values') van $\ln(RDBE/BBP)$ te corrigeren voor de invloed van de conjunctuur. Vervolgens kan een completer beeld van de invloed van de conjunctuur op de R&D-intensiteit van bedrijven worden verkregen door foutencorrectiespecificatie (8.11) in een bewerkte vorm te schatten. Die bewerkte vorm ziet er als volgt uit:

$$(8.12) \quad \Delta \ln \left(\frac{RDBE}{BBP} \right) = c(1) \times \left(\begin{array}{l} \Delta \ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right) \\ -c(4) \Delta \times \ln(CON(-1)) \end{array} \right) + c(2) \times \left(\begin{array}{l} \Delta \ln \left[\left(\frac{RDBE}{BBP} \right)^* \right] - 0,59 \times \\ 0,57 \times \Delta \ln(CON(-1)) \end{array} \right) \\ + c(3) \times \left\{ \begin{array}{l} \ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right) - c(4) \times \ln(CON(-1)) - \left[\ln \left[\left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right)^* \right] \right. \\ \left. - 0,59 \times 0,57 \times \ln(CON(-2)) \right] \end{array} \right\} \\ + c(4) \times \Delta \ln(CON) + c(5) \times \Delta \ln(CON(-1))$$

De zojuist genoemde coëfficiënt van 0,57 voor de invloed van de conjuncturele ontwikkeling op de ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote wordt binnen deze specificatie vermenigvuldigd met de coëfficiënt van 0,59 die in de empirische voorkeursvergelijking voor de langetermijnevenwichtsrelatie is gevonden voor de invloed van de één jaar vertraagde nettokapitaalinkomensquote op de R&D-intensiteit van bedrijven. De langetermijnevenwichtswaarden van $\ln(RDBE/BBP)$ worden gecorrigeerd voor de invloed van de conjunctuur via de één jaar vertraagde nettokapitaalinkomensquote door $0,59 \times 0,57 \times \ln(CON(-1))$ in mindering te brengen op $\ln(RDBE/BBP)$. Vervolgens kan de invloed van de conjunctuur via de één jaar vertraagde kapitaalinkomensquote apart geschat worden middels de coëfficiënt voor de één jaar vertraagde conjuncturele ontwikkeling $\Delta \ln(CON(-1))$ als nieuwe verklarende variabele in de vergelijking.

Een schatting van deze vergelijking levert voor $\Delta \ln(CON)$ een negatieve coëfficiënt op van -0,40 met een t -waarde van -3,04, terwijl voor $\Delta \ln(CON(-1))$ een positieve coëfficiënt van

²⁵¹ Naast de logaritmische verandering van de conjunctuurvariabele is daarbij een constante term opgenomen (gevonden waarde: 0,0007; t -waarde: 0,59) en een autoregressieve term om te controleren voor autocorrelatie in de residuen (AR(1)).

0,18 wordt verkregen met een t -waarde van 1,67. Dat betekent dat de conjuncturele ontwikkeling over twee jaren gerekend per saldo met een elasticiteit van $-0,22$ doorwerkt in de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven. Dat is meer dan 40% minder sterk dan de directe negatieve elasticiteit van $-0,38$ die binnen specificatie (8.11) werd geschat, waarmee nog slechts een lichte (negatieve) invloed van de conjuncturele ontwikkeling resteert.

Herschrijving naar een dynamische niveauspecificatie

Tot slot kan foutencorrectiespecificatie (8.11) herschreven worden naar een vergelijking in niveaus, waarmee een dynamische niveauspecificatie wordt verkregen:

$$(8.13) \quad \ln\left(\frac{RDBE}{BBP}\right) = (1 + c(1) + c(3)) \times \begin{pmatrix} \ln\left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)}\right) \\ -c(4) \times \ln(CON(-1)) \end{pmatrix} - c(1) \times \begin{pmatrix} \ln\left(\frac{RDBE(-2)}{BBP(-2)}\right) \\ -c(4) \times \ln(CON(-2)) \end{pmatrix} \\ + c(2) \times \ln\left[\left(\frac{RDBE}{BBP}\right)^*\right] - (c(2) + c(3)) \times \ln\left[\left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)}\right)^*\right] + c(4) \times \ln(CON)$$

Deze vergelijking is analoog aan niveauspecificatie (7.8) in paragraaf 7.6, met als verschil dat de invloed van de conjunctuur hier nu vrij geschat wordt. In tabel 8.5 is ook het schattingsresultaat van deze niveauspecificatie opgenomen. De geschatte waarden en t -waarden van de coëfficiënten $c(1)$, $c(2)$ en $c(3)$ zijn hetzelfde als bij de schatting van vergelijking (8.11). Dit geldt ook voor de Durbin-Watson-coëfficiënt. De Durbin-Watson-coëfficiënt komt bij beide schattingen uit op 2,06, wat inhoudt dat autocorrelatie afwezig is in de residuen. De R^2 is bij deze niveauspecificatie veel hoger dan bij deltaspecificatie (8.11) het geval is. Deze komt nu uit op 0,996, waarbij echter in belangrijke mate meespeelt dat het één jaar vertraagde niveau van $\ln(RDBE/BBP)$ nu ook voorkomt in de vergelijking.

Conclusies volgend uit de dynamische specificaties

De uitkomsten van de in deze paragraaf uitgevoerde schattingen van de dynamische specificaties voor de R&D-uitgaven van bedrijven zijn sterk vergelijkbaar met die voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in paragraaf 7.6. Ook hier kan geconcludeerd worden dat sprake is van een complexe kortetermijndynamiek die de autocorrelatie verklaart die bij de schattingen van de langetermijnevenwichtsrelatie werd aangegeven door de lage Durbin-Watson-coëfficiënten. Verder is ook hier uit de foutencorrectieschattingen gebleken dat bij de langetermijnevenwichtsrelatie sprake is van cointegratie, zodat er geen gevaar van oneigenlijke trendcorrelatie is bij de eerder in dit hoofdstuk uitgevoerde schattingen van de langetermijnevenwichtsrelatie. De dynamische specificaties hebben er verder toe geleid dat een significant negatief effect van de stand van de conjunctuur is gevonden op de R&D-intensiteit van bedrijven. Bij de schatting van de langetermijnevenwichtsrelatie in paragraaf 8.3 was dat effect nog insignificant. Indien echter tevens rekening wordt gehouden met een indirecte positieve invloed van de conjunctuur op de R&D-intensiteit van bedrijven via de nettokapitaalinkomensquote, resteert per saldo nog slechts een lichte invloed van de conjunctuur.

8.6 Samenvattend beeld

In dit hoofdstuk heeft een empirische verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in ver-

houding tot de omvang het bruto binnenlands product plaatsgevonden op het individuele landenniveau. De R&D-uitgaven van bedrijven in de teller en de omvang van het bruto binnenlands product in de noemer zijn uitgedrukt in volumebedragen, waarbij voor de R&D-uitgaven een sterkere prijsontwikkeling geldt dan voor het bruto binnenlands product. Empirisch werden sterke effecten gevonden van de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, de relatieve prijs van R&D (prijs van R&D ten opzichte van prijs van het bruto binnenlands product), de sectorstructuur, de hoogwaardige kennisvoorraad in eigen land ten opzichte van die in het buitenland (relevante factor in het kader van het R&D-vestigingsklimaat), de bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland, de beschikbaarheid van bankkrediet en de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven. Ook werden significante invloeden gevonden van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen, publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven, de openheid van de economie en de stand van de conjunctuur (de laatste met een negatieve invloed). Er kwam geen invloed naar voren van de reële rente.

Beleidsmatig is de invloed van de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D van bijzonder belang. Overheidsfinanciering vormt een direct instrument van de overheid om de R&D-uitgaven van bedrijven te beïnvloeden. Zowel de overheidsfinanciering via fiscale R&D-faciliteiten als de overige overheidsfinanciering (subsidies/kredieten en R&D-opdrachten) bleken een sterk significante invloed te hebben. Voor de overige overheidsfinanciering werd een hogere multiplier gevonden dan voor fiscale R&D-faciliteiten, uitgaande van ‘conventionele’ fiscale regelingen. Voor dit type fiscale R&D-faciliteiten volgt een multiplier van 0,93, terwijl de multiplier voor de overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D op 1,15 is geschat. Bij incrementele regelingen kan een aanzienlijk hogere multiplier worden bereikt dan bij conventionele regelingen. Daar is echter geen schatting van gemaakt. Het betreft hier effecten van fiscale prijsverlagingen van R&D die ‘aan de marge’ worden bereikt. Bij incrementele regelingen kan met een bepaald bedrag aan overheidsmiddelen een sterkere prijsverlaging van R&D aan de marge worden bereikt dan bij conventionele regelingen.

Naast overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D is publiek R&D-kapitaal relevant voor de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven. Bedrijven kunnen met private R&D-inspanningen voortbouwen op publiek ontwikkelde kennis. Bij de empirische schattingen is een onderscheid gemaakt tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. Voor deze twee categorieën publiek R&D-kapitaal zijn semi-elasticiteiten geschat, die kunnen worden omgezet naar multipliers die de effecten op langere termijn weergeven van extra R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen op de R&D-uitgaven van bedrijven. Uitgaande van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland in 2006 kan uit de gevonden semi-elasticiteiten worden afgeleid dat een euro extra R&D bij hogeronderwijsinstellingen op langere termijn zou leiden tot 0,23 euro extra R&D bij bedrijven en dat een euro extra R&D bij researchinstellingen op langere termijn zou leiden tot 0,46 euro extra R&D bij bedrijven.

Van grote invloed op de R&D-intensiteit van bedrijven in een land is de sectorstructuur. Hiervoor zijn als variabelen opgenomen: het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie en het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie. Beide variabelen hebben een significante positieve invloed.

Voor de eerstgenoemde sectorstructuurvariabele is een elasticiteit van 0,36 gevonden, voor de tweede een elasticiteit van 0,80. In veruit de meeste van de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen, is het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie trendmatig gedaald. Het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie is daarentegen in een groot aantal landen trendmatig toegenomen.

In een aantal landen heeft de sectorstructuurontwikkeling gedurende de periode 1970-2006 een positieve bijdrage geleverd aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit. Ierland en Finland hebben het sterkst geprofiteerd van de sectorstructuurontwikkeling, met positieve invloeden op de R&D-intensiteit van bedrijven in 2006 ten opzichte van 1970 die op respectievelijk 87% en 75% zijn te berekenen. In Nederland is sprake geweest van een negatieve bijdrage van de sectorstructuurontwikkeling, die op 18% kan worden geschat. De sectorstructuur blijkt verder een belangrijke bijdrage te leveren aan de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het OECD-gemiddelde. Die bijdrage is, afhankelijk van de berekeningswijze (de R&D-intensiteit in eigen land dan wel die in het buitenland als referentiepunt), voor 2006 te kwantificeren op 0,28%-0,36% van het bruto binnenlands product.

De bescherming van intellectueel eigendom en de openheid van de economie zijn factoren die internationaal een positieve trendmatige ontwikkeling hebben gehad. Die variabelen hebben positief bijgedragen aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in de verschillende landen gedurende de periode 1970-2006. Beide variabelen leveren een belangrijke bijdrage aan de verklaring van de trendmatige stijging van de nominale private R&D-intensiteit die in veel landen heeft plaatsgevonden. Voor de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen staat hier een negatieve invloed tegenover van een trendmatige stijging van de relatieve prijs van R&D. De gevonden elasticiteit van $-0,94$ voor deze variabele houdt in dat het volume van de R&D-uitgaven licht minder dan proportioneel reageert op relatieve prijsstijgingen van R&D, zodat een relatieve prijsstijging van R&D wel enige positieve invloed uitoefent op de nominale R&D-intensiteit.

Opmerkelijk is dat bij de verklaring van de private R&D-intensiteit in Nederland ten opzichte van het buitenland aan de hand van de verkregen empirische resultaten een sterke onverklaarde negatieve trend zichtbaar is het nadeel van Nederland. Dat zou erop kunnen duiden dat internationalisering van R&D sterker negatief heeft uitgewerkt op de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland dan tot uitdrukking komt in een geschat effect van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland. Er lijkt sprake te zijn van een in de loop der tijd toegenomen kloof tussen de omvang van de R&D-uitgaven van Nederlandse bedrijven in het buitenland en de R&D-uitgaven die daar tegenover staan van buitenlandse bedrijven in Nederland. Dat zou vervolgens een belangrijke verklaring kunnen bieden voor de groeiende private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen die in de regressieanalyse zijn opgenomen.

Net als bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling zijn zowel langetermijnevenwichtsrelaties als dynamische specificaties voor de korte termijn geschat. Ook bij de verklaring van de private R&D-intensiteit blijkt sprake te zijn van een complexe kortetermijndynamiek met vrij lange aanpassingsprocessen richting de langetermijnevenwichtswaarden. Ook

nu is een significante negatieve coëfficiënt gevonden voor een foutencorrectieterm, waarmee de toets op cointegratie bij de verklaring van de langetermijnevenwichtswaarden is doorstaan. Bij de schattingen van de dynamische specificaties is verder een significant negatief effect van de stand van de conjunctuur gevonden op de private R&D-intensiteit. Bij de schattingen van de langetermijnevenwichtsrelaties was het effect van de conjunctuur nog niet significant. Gevonden is dat de stand van de conjunctuur met een elasticiteit van $-0,38$ doorwerkt in de private R&D-intensiteit. De R&D-uitgaven van bedrijven zouden de conjuncturele ontwikkeling van het bruto binnenlands product daarmee voor 62% volgen. Indien tevens rekening gehouden wordt met een indirecte positieve invloed van de conjunctuur op de R&D-uitgaven van bedrijven via de nettokapitaalinkomensquote, volgt dat de conjunctuur per saldo een lichte negatieve invloed heeft op de private R&D-intensiteit.

Bijlage bij hoofdstuk 8

Bijlage B8 Aanvullende schattingen (bijlage bij paragrafen 8.2-8.4)

In tabel B8.1 zijn zes aanvullende schattingsvarianten opgenomen, die variaties vormen op de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2. In schattingsvariant (B1) wordt basisvergelijking (8.1) uit de hoofdtekst geschat met een trendvariabele, waarna in schattingsvariant (B2) een schatting van de basisvergelijking volgt zonder landendummy's. In de schattingsvarianten (B3) en (B5)-(B6) wordt de gevoeligheid van het schattingsresultaat nagegaan voor enkele variabelen die in de empirische literatuur nog weinig als determinant van de R&D-uitgaven zijn onderzocht: de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad (schattingsvariant (B3)), de bankkredietvariabele (schattingsvariant (B5)) en de variabele voor de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven (schattingsvariant (B6)). In schattingsvariant (B4) wordt het resultaat gezien bij een logaritmische vormgeving van de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad, als alternatief voor de semi-logaritmische vormgeving waar bij de schattingen in tabel 8.2 voor is gekozen.

Aanvullende schattingsvariant (B1): trendvariabele opgenomen

Net als bij de aanvullende schattingen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in bijlage B7 is de trendvariabele lineair vormgegeven met een waarde 0 in het basisjaar 2005, 1 in 2006 en (in stapjes van 1) teruglopend tot -35 in 1970. In schattingsvariant (B1) heeft de trendvariabele een significante positieve coëfficiënt. Die positieve coëfficiënt houdt in dat de trendmatige toename van de R&D-intensiteit die in veel landen heeft plaatsgevonden, nu voor een deel op mechanische wijze wordt verklaard door de trendvariabele. De geschatte coëfficiënt voor de trendvariabele bedraagt 0,0085 (coëfficiënt $c(47)$), waarmee sprake zou zijn van een positief effect op de groei van de R&D-intensiteit van bedrijven van 0,85% per jaar.

Dit mechanische trendeffect leidt er onder andere toe dat de openheid van de economie (een variabele die sterk trendmatig is toegenomen in alle 20 landen) niet langer een significant effect heeft. Ook komt het negatieve effect van de relatieve prijs van R&D (eveneens een variabele met een trendmatige stijging) nu wat sterker uit met een gevonden elasticiteit van -1,09. In de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2 (schattingsvariant (6)) is voor deze variabele een elasticiteit van -0,94 geschat. De sterkere negatieve elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D gaat samen met een hogere coëfficiënt voor fiscale R&D-faciliteiten, die nu geschat wordt op 1,06. In de empirische voorkeursvergelijking heeft die coëfficiënt een waarde van 0,93.

Er kan de voorkeur worden gegeven aan een vergelijking zonder trendvariabele, omdat de R&D-uitgaven dan geheel op basis van 'echte' economische determinanten wordt verklaard. Daarbij kan ook in aanmerking worden genomen dat de trendvariabele geen significante rol vervult als tegelijkertijd de openheid van de economie als verklarende variabele wordt gehandhaafd. In dat geval wordt voor de trendvariabele een coëfficiënt van 0,0058 gevonden met een t -waarde van 1,08. Voor de openheid van de economie bedraagt de gevonden coëfficiënt dan 0,15 met een t -waarde van 1,09. De openheidsvariabele heeft hier een iets hogere t -

Tabel B8.1 Aanvullende schattingsresultaten voor de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven (volume) in verhouding tot de omvang van het bruto binnenlands product (volume) op basis van vergelijking (8.1) uit de hoofdtekst*

Coëfficiënten met aanduiding van variabelen/mechanismen		Schattingsvarianten (te verklaren variabele: $\ln(RDBE/BBP)$)					
		(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
c(1)	Constante (voor Nederland; voor alle 20 landen in schattingsvariant (B2))	-9,55 (-12,24)	-3,03 (-3,10)	-10,28 (-13,53)	-10,14 (-14,74)	-9,90 (-12,81)	-12,19 (-21,31)
c(2)	Fiscale R&D-faciliteiten (multiplier in geval van 'conventionele regeling')	1,06 (5,71)	0,37 (2,61)	0,82 (3,78)	0,99 (5,15)	1,05 (5,09)	0,96 (4,49)
c(3)	Overheidsfinanciering exclusief fiscaal (multiplier)	1,15 (4,16)	1,04 (5,17)	0,96 (3,38)	1,18 (4,37)	1,33 (5,99)	1,24 (4,45)
c(4)	Publiek R&D-kapitaal	8,52 (3,19)	24,10 (7,98)	9,14 (4,61)	7,46 (3,47)	-**	6,46 (2,95)
c(5)	Gewicht van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal	0,33 (1,73)	0,72 (13,20)	-**	-**	-**	-**
	⇒ Gewicht van R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal (= 1-c(5))	0,67	0,28	1,00	1,00	1,00	1,00
c(6)	Publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven	1,10 (1,81)	2,02 (2,65)	1,17 (1,89)	-**	1,84 (2,87)	1,14 (1,95)
c(7)	Wegingsfactor voor R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven	1,00*** (-)	0,59 (2,63)	1,00*** (-)	1,00*** (-)	1,00*** (-)	1,00*** (-)
	⇒ Wegingsfactor voor R&D-kapitaal van researchinstellingen binnen het effect van publiek R&D-kapitaal gefinancierd door bedrijven (= 1-c(7))	0,00	0,41	0,00	0,00	0,00	0,00
c(8)	Relatieve prijs van R&D	-1,09 (-4,15)	-2,05 (-8,33)	-1,07 (-5,00)	-1,17 (-5,21)	-1,43 (-6,36)	-1,20 (-5,48)
c(9)	Sectorstructuur: aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	0,42 (3,90)	0,33 (2,47)	0,37 (3,51)	0,40 (4,30)	0,35 (3,26)	0,38 (3,66)
c(10)	Sectorstructuur: aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in toegevoegde waarde van industrie	0,85 (5,35)	0,85 (6,55)	0,83 (4,75)	0,64 (3,88)	0,97 (5,81)	0,85 (5,24)
c(11)/ c(48)	Hoogwaardige kennisvoorraad in binnenland, zelfstandig	-**	-**	-	-**	-**	-**
c(12)/ c(49)	Hoogwaardige kennisvoorraad wereldwijd, zelfstandig	-**	-**	-	-**	0,22 (2,42)	-**
c(13)/ c(50)	Hoogwaardige kennisvoorraad, binnenland versus buitenland; openheid van economie als interactieterm	0,25 (3,55)	0,26 (3,99)	-	0,34 (3,58)	0,24 (3,71)	0,24 (3,38)

Hoofdstuk 8 – Panelanalyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven

Vervolg van tabel B8.1

		Schattingsvarianten (te verklaren: $\ln(RDBE/BBP)$)					
		(B1)	(B2)	(B3)	(B4)	(B5)	(B6)
c(14)	Welvaartsniveau	-**	1,07 (6,74)	-**	-**	-**	-**
c(15)	Gemiddelde opleidingsduur	-****	-**	-****	-****	-****	-****
c(16)	Bescherming van intellectueel eigendom	0,91 (4,39)	0,78 (3,16)	1,14 (6,25)	1,20 (6,65)	1,36 (8,43)	1,31 (7,90)
c(17)	Wegingsfactor voor binnenlandse afzet bij effect van intellectuele eigendomsrechten in het binnenland	0,15 (2,05)	0,74 (1,17)	0,09 (2,12)	0,14 (2,52)	0,10 (2,52)	0,08 (2,36)
	⇒ Wegingsfactor voor export bij effect van intellectuele eigendomsrechten in het buitenland (= 1-c(17))	0,85	0,26	0,91	0,86	0,90	0,92
c(18)	Nettokapitaalinkomensquote (na aftrek winstbelasting)	0,64 (3,05)	-0,82 (-2,65)	0,50 (2,43)	0,50 (2,23)	-**	0,63 (3,09)
c(19)	Reële rente	-**	-	-**	-	-**	-
c(20)	Beschikbaarheid van bankkrediet	0,12 (3,98)	-**	0,11 (3,17)	0,11 (3,69)	-	0,14 (4,12)
c(21)	Belasting- en premiedruk	-**	-****	-**	-****	-**	-**
c(22)	Ondernemersquote in verhouding tot 'evenwichtswaarde' ervan	-****	-****	-****	-**	-****	-**
c(23)	Openheid van economie	-**	-**	0,21 (1,85)	0,37 (3,49)	-**	0,23 (2,14)
c(24)	R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	0,32 (2,90)	0,60 (3,63)	0,37 (3,26)	0,37 (3,55)	0,36 (3,09)	-
c(25)	Omvang van beroepsbevolking	-**	-0,07 (-3,44)	-**	-**	-**	-**
c(26)	Conjunctuur	-**	-**	-**	-**	-**	-**
c(27)	Dummy voor West-Duitsland (1970-1990)	0,15 (3,31)	-**	0,22 (4,51)	0,11 (2,95)	0,21 (4,80)	0,16 (3,55)
c(47)	Trend (... , 2004 = -1, 2005 = 0, 2006 = 1)	0,0085 (2,05)	-	-	-	-	-
	Landendummy's opgenomen?	Ja	Nee	Ja	Ja	Ja	Ja
	R ²	0,979	0,943	0,978	0,979	0,976	0,978
	Gecorrigeerde R ²	0,978	0,942	0,977	0,979	0,975	0,977
	Durbin-Watson (D.W.)	0,28	0,12	0,26	0,27	0,25	0,28
	Schattingsperiode	1970-2006					
	Aantal landen	20					
	⇒ Aantal waarnemingen	740 (= 20 × 37)					

* Tussen haakjes staan de *t*-waarden; de standaardfouten zijn gecorrigeerd voor heteroskedasticiteit en autocorrelatie in de residuen (Newey-West HAC standaardfouten).

** Niet significant (al dan niet met plausibel teken).

*** Waarde op 1,00 gesteld; vrij geschat wordt een waarde significant boven de 1 verkregen.

**** Significant met implausibel teken.

waarde dan de trendvariabele. Bij het afzonderlijk opnemen van deze variabelen in de vergelijking wordt echter een iets hogere verklaringskracht verkregen met de trendvariabele. De R^2 bedraagt dan 0,979119, tegenover 0,979116 indien de openheid van de economie als variabele wordt opgenomen. De twee variabelen kunnen statistisch niet goed van elkaar worden onderscheiden vanwege intercorrelatie. Een verklaring van de variabele voor de openheid van de economie door de trendvariabele (in combinatie met landendummy's) levert een R^2 op van 0,95 met een t -waarde van 25,73 voor de trendvariabele (geschatte waarde van de coëfficiënt: 0,02).

Aanvullende schattingsvariant (B2): geen landendummy's opgenomen

In de schattingsvariant zonder landendummy's wordt niet alleen de ontwikkeling van de R&D-uitgaven verklaard, maar wegen ook cross-sectieverschillen tussen landen mee bij de verklaring. Als beperking geldt dan dat de gevonden statistische verbanden voor een groot deel niet-causale verbanden uit kunnen drukken (probleem van niet-geobserveerde heterogeniteit, zie paragraaf 6.6 in hoofdstuk 6). Ook kan in de cross-sectiedimensie in sterke mate sprake zijn van omgekeerde of wederkerige causaliteit bij de te onderzoeken effecten van verklarende variabelen op een te verklaren variabele.

Het weglaten van de landendummy's blijkt in schattingsvariant (B2) tot gevolg te hebben dat er een sterk significante positieve coëfficiënt wordt gevonden voor het welvaartsniveau. Dit kan worden toegeschreven aan een sterke correlatie tussen deze twee variabelen in de cross-sectiedimensie, waarbij de causaliteit slechts deels loopt van het welvaartsniveau naar de R&D-intensiteit (voor zover het welvaartsniveau van invloed is op de R&D-intensiteit). Verder blijkt nu geen rol naar voren te komen van de beschikbaarheid van bankkrediet en de openheid van de economie. Verdere verschillen met het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2 zijn dat er significante *negatieve* coëfficiënten worden gevonden voor de nettokapitaalinkomensquote en de omvang van de beroepsbevolking.

Opmerkelijk is dat bij deze schatting zonder landendummy's geen significant effect wordt gevonden van de gemiddelde opleidingsduur (gevonden waarde van coëfficiënt $c(15)$ met schattingsvariant (B2) als uitgangspunt: 0,15; t -waarde: 0,76). Bij de schattingen met landendummy's is consequent sprake van een implausibele negatieve coëfficiënt voor de gemiddelde opleidingsduur. Nu is weliswaar het teken positief, maar er is geen sprake van een significant verband. Dit betekent dat een (theoretisch aannemelijk te achten) positief verband tussen de gemiddelde opleidingsduur en de R&D-intensiteit van bedrijven nog steeds niet empirisch wordt bevestigd als ook cross-sectieverschillen tussen landen in de schatting worden meegenomen door het weglaten van de landendummy's.

Aanvullende schattingsvariant (B3): zonder variabelen voor hoogwaardige kennisvoorraad

Het achterwege laten van de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad (in binnen- en buitenland) heeft over het geheel genomen beperkte gevolgen voor de resultaten die op andere plaatsen van de vergelijking worden verkregen. In het oog springend is wel dat de coëfficiënten voor de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D nu wat lager zijn dan in de empirische voorkeursvergelijking en dat er geen significante rol van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen wordt gevonden. Voor fiscale R&D-faciliteiten wordt nu een coëfficiënt van 0,82 gevonden, voor de overige overheidsfinanciering een coëfficiënt van 0,96. In de empirische

voorkeursvergelijking bedragen deze coëfficiënten respectievelijk 0,93 en 1,15. Voor de relatieve prijs van R&D daarentegen wordt nu een sterkere elasticiteit gevonden dan in de empirische voorkeursvergelijking. De absolute waarde hiervan (1,07) ligt bij deze schatting fors hoger dan de gevonden coëfficiënt voor fiscale R&D-faciliteiten, waarmee de resultaten voor deze twee variabelen minder goed op elkaar aansluiten dan in de empirische voorkeursvergelijking. De sterkere negatieve elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D gaat hier overigens samen met een (eveneens) aanzienlijk sterkere elasticiteit voor de bescherming van intellectueel eigendom. Voor die elasticiteit wordt nu een waarde van 1,14 gevonden, tegenover 1,00 in de empirische voorkeursvergelijking. De verklaaringskracht van de vergelijking wordt licht negatief beïnvloed door het buiten beschouwing laten van de hoogwaardigekennisvoorraadvariabelen. De R^2 bedraagt 0,978, te vergelijken met 0,979 bij de empirische voorkeursvergelijking.

Aanvullende schattingsvariant (B4): logaritmische vormgeving van variabelen voor hoogwaardige kennisvoorraad

Voor de logaritmische vormgeving van de variabelen voor de hoogwaardige kennisvoorraad zijn in tabel 8.2 de coëfficiënten c(48), c(49) en c(50) genoteerd, die in de plaats komen van respectievelijk c(11), c(12) en c(13) bij de semi-logaritmische vormgeving in basisvergelijking (8.1).²⁵² Bij de logaritmische vormgeving van de hoogwaardigekennisvoorraadvariabelen wordt geen significante rol gevonden van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en van publiek-private interactie bij opgebouwd R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen. Verder zijn verschillen van betekenis te zien bij de effecten van de relatieve prijs van R&D, de bescherming van intellectueel eigendom en de openheid van economie. De gevonden elasticiteiten voor deze variabelen zijn sterker dan bij de semi-logaritmische vormgeving. De elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D komt ruim boven de coëfficiënt voor de fiscale R&D-faciliteiten uit. Het grootste verschil doet zich voor bij het effect van de openheid van de economie. Daarvoor wordt nu een elasticiteit gevonden van 0,37 (met een t -waarde van 3,49), terwijl deze bij de semi-logaritmische vormgeving (empirische voorkeursvergelijking) 0,22 bedraagt (met een t -waarde van 2,10).

Bij de logaritmische vormgeving van de hoogwaardigekennisvoorraadvariabelen is de verklaaringskracht van de vergelijking iets hoger dan bij de semi-logaritmische vormgeving. De R^2 bedraagt hier 0,9795, tegenover 0,9791 bij de semi-logaritmische vormgeving. De t -waarden voor de uiteindelijk resulterende term die de hoogwaardigekennispositie van een land ten opzichte van het buitenland uitdrukt, bedraagt in schattingsvariant (B4) 3,58 en in de empirische voorkeursvergelijking 3,30 (coëfficiënt c(13)). Worden beide vormgevingen naast elkaar opgenomen met de empirische voorkeursvergelijking als uitgangspunt, dan wordt voor de logaritmische vormgeving een t -waarde van 1,96 verkregen (gevonden coëfficiënt: 0,27) en voor de semi-logaritmische vormgeving een t -waarde van 0,78 (gevonden coëfficiënt: 0,08).

²⁵² De volgende termen zijn opgenomen: $c(48) \times \ln\left(\frac{TKVUSPAT(-1)}{BB(-1)/1000}\right)$, $c(49) \times \ln\left(\frac{TKVUSPAT_WE(-1)}{BB_WE(-1)/1000}\right)$
 en $c(50) \times (OH/100) \times \left(\ln\left(\frac{TKVUSPAT(-1)}{BB(-1)/1000}\right) - \ln\left(\frac{TKVUSPAT_BU(-1)}{BB_BU(-1)/1000}\right)\right)$.

De semi-logaritmische vormgeving heeft wel als voordeel dat een theoretisch plausibele rol naar voren komt van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en van publiek-private interactie bij opgebouwd R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen. Ook is de verkregen elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D sterk in lijn met de gevonden coëfficiënt voor fiscale R&D-faciliteiten. Daarnaast kan *a priori* een semi-logaritmische invloed van het gevonden positieve effect van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie van een land ten opzichte van het buitenland aannemelijk worden geacht, ervan uitgaande dat niet alle private R&D uit een land wegtrekt (naar het buitenland) bij een hoogwaardigekennisvoorraadpositie van 0.

Aanvullende schattingsvariant (B5): zonder bankkredietvariabele

Het weglaten van de bankkredietvariabele leidt ertoe dat niet langer significante coëfficiënten worden gevonden voor de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen, de netto-kapitaalinkomensquote en de openheid van de economie. Dat nu geen significant effect wordt gevonden van de openheid van de economie, is verassend. De openheid van de economie is in alle landen trendmatig toegenomen gedurende de schattingsperiode, wat in bijna alle landen ook geldt voor de bankkredietvariabele. Het zou goed verklaarbaar zijn geweest als de openheid van de economie de rol van de bankkredietvariabele voor een groot deel had overgenomen. Op vergelijkbare wijze zou een minder sterke negatieve elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D goed beredeneerbaar zijn geweest, omdat die variabele ook in alle landen trendmatig is gestegen. Voor die variabele wordt nu echter een veel sterkere elasticiteit gevonden: $-1,43$, ten opzichte van $-0,94$ in de empirische voorkeursvergelijking. Tegenover het wegvallen van de openheid van de economie als verklarende variabele en de sterkere negatieve elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D staat dat nu een zelfstandige positieve invloed wordt gevonden van de hoogwaardige kennisvoorraad in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking op het wereldwijde niveau en dat nu een sterkere positieve invloed wordt gevonden van bescherming van intellectueel eigendom. Ook dit zijn variabelen die in de loop der tijd trendmatig zijn toegenomen.

De verklaringskracht van de vergelijking is met een R^2 van 0,976 beduidend lager dan die van de empirische voorkeursvergelijking, waar de R^2 0,979 bedraagt. De resultaten van de empirische voorkeursvergelijking maken een evenwichtiger indruk. Zo is het plausibel dat de openheid van de economie en de R&D-kapitaalintensiteit van hogeronderwijsinstellingen positieve invloeden uitoefenen op de R&D-intensiteit van bedrijven. In de empirische voorkeursvergelijking wordt verder een elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D gevonden waarvan de absolute waarde dicht bij de gevonden coëfficiënt voor fiscale R&D-faciliteiten ligt. In schattingsvariant (B5) wordt nu wel een hogere coëfficiënt voor fiscale R&D-faciliteiten gevonden (te weten: 1,05), maar de absolute waarde van de elasticiteit voor de relatieve prijs van R&D stijgt hier nog sterk bovenuit.

Relevant om te constateren is dat ook bij deze schattingsvariant zonder bankkredietvariabele geen invloed van de reële rente gevonden wordt. Het toevoegen van de reële rente aan schattingsvariant (B5) levert een niet-significante coëfficiënt met een implausibel positief teken op voor deze variabele (gevonden coëfficiënt: 0,003; t -waarde: 0,60). Dit terwijl voor andere onderdelen van de gebruikskosten van R&D, namelijk de relatieve prijs van R&D en de B-index binnen de term voor fiscale R&D-faciliteiten, juist sterk significante coëfficiënten worden gevonden. Ook de sterk significante coëfficiënt voor de overige overheidsfinanciering kan hier

genoemd worden, omdat de subsidiecomponent daarvan leidt tot lagere gebruikskosten van R&D.

Aanvullende schattingsvariant (B6): zonder variabele voor de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven

Het niet opnemen van de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven als verklarende variabele blijkt op enkele plaatsen binnen de vergelijking invloeden van betekenis te hebben. Bij publiek R&D-kapitaal wordt nu niet langer een significante rol gevonden van de R&D-kapitaal-intensiteit van hogeronderwijsinstellingen. Verder worden nu aanzienlijk sterkere effecten gevonden van de relatieve prijs van R&D en de bescherming van intellectueel eigendom. De verklaringskracht van de vergelijking wordt licht negatief beïnvloed door het weglaten van de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven als verklarende variabele. De R^2 bedraagt hier 0,978, terwijl deze op 0,979 uitkomt bij de empirische voorkeursvergelijking in tabel 8.2.

9 Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

9.1 Inleiding

De empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 geven inzicht in het belang van een groot aantal factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven. Daarmee is echter nog geen inzicht verkregen in de bijdragen van de verschillende verklarende factoren aan de feitelijke ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit en de R&D-intensiteit van bedrijven. In dit hoofdstuk zal voor Nederland en drie andere landen een analyse plaatsvinden waarbij die bijdragen worden gekwantificeerd over de periode 1970-2006.

Dat leidt tot decomposities van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven, die zowel afzonderlijk als in relatie tot elkaar van belang zijn. In relatie tot elkaar zijn ze van belang omdat de decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven gekoppeld kan worden aan de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal als belangrijke determinant van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Langs die weg is te kwantificeren welke bijdragen de ontwikkelingen van afzonderlijke determinanten van de R&D-intensiteit van bedrijven op indirecte wijze (namelijk via de voorraad privaat R&D-kapitaal) hebben geleverd aan de feitelijke ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit.

De koppeling van de ontwikkelingen van de determinanten van de R&D-intensiteit van bedrijven aan de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal verloopt via een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal. Daarbij is sprake van een vertraagde doorwerking van het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven in de voorraad privaat R&D-kapitaal volgens een gestaffeld aanpassingsproces. De bijdragen van ontwikkelingen van determinanten van de R&D-intensiteit van bedrijven (op basis van volumebedragen) worden gecombineerd met de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product om tot een verklaring van de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven in absolute zin te komen. De ontwikkeling van de R&D-intensiteit alleen zegt nog weinig over de ontwikkeling van de R&D-uitgaven die relevant is voor de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal.

Hoewel de empirische analyse in hoofdstuk 8 betrekking had op de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven, zal bij de decompositieanalyses die in dit hoofdstuk worden gepresenteerd, zowel met private als publieke R&D-uitgaven rekening worden gehouden. De ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit kan in belangrijke mate als exogeen worden beschouwd, sterk afhankelijk van de overheidsfinanciering van publieke R&D-uitgaven. Bij de ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven zal slechts een technisch onderscheid worden gemaakt tussen de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) en de (volume)ontwikkeling van het bruto binnenlands product. Daarbij zal tevens aandacht worden geschonken aan de invloed van de relatieve prijsontwikkeling van R&D-uitgaven (ten opzichte van de prijsontwikkeling van het bruto binnenlands product) op de volume-

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven. Bij de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven wordt met de relatieve prijsontwikkeling van R&D rekening gehouden via de elasticiteit die bij de empirische schattingen in hoofdstuk 8 is gevonden voor de invloed van de relatieve prijs van R&D op de R&D-intensiteit van bedrijven (op basis van volumebedragen).

Langs de hierboven aangegeven lijnen worden in dit hoofdstuk uitgebreide decomposities van de arbeidsproductiviteitsgroei verkregen, met zowel directe bijdragen van de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling als indirecte bijdragen via de ontwikkeling van de private en de publieke R&D-uitgaven. Toegespit op de ontrafeling van het Solow-residu als centraal thema van dit proefschrift, worden daarmee ook uitgebreide decomposities van het Solow-residu geboden. Decomposities van de bijdragen van de verklarende factoren aan het Solow-residu wordt eenvoudigweg verkregen door binnen de decomposities voor de arbeidsproductiviteitsgroei de bijdragen van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding buiten beschouwing te laten.²⁵³

De decompositieanalyses worden gepresenteerd voor de totale periode 1970-2006 en voor vier deelperioden hierbinnen: 1970-1980, 1980-1990, 1990-2000 en 2000-2006. De analyses worden uitgevoerd voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten. Finland is gekozen als een met Nederland vergelijkbaar relatief klein Europees land. De keuze voor Finland is verder ingegeven door de sterke stijging van de private R&D-intensiteit die in Finland heeft plaatsgevonden gedurende de periode 1970-2006. Het is zowel wetenschappelijk als beleidsmatig interessant om na te gaan welke verklarende factoren daaraan ten grondslag liggen (uitgaande van de empirische schattingen ter verklaring van de private R&D-uitgaven in hoofdstuk 8). Duitsland en de Verenigde Staten zijn gekozen als grote landen: Duitsland als een van de grote Europese landen, de Verenigde Staten als grootste land binnen het OECD-gebied (met het hoogste bruto binnenlands product ter wereld) met verder een groot aandeel in de wereldwijde R&D-uitgaven).

De opbouw van het hoofdstuk is als volgt. In paragraaf 9.2 vindt een decompositie plaats van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op basis van de schattingsresultaten in hoofdstuk 7. In paragraaf 9.3 wordt vervolgd met een decompositie van de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit aan de hand van de schattingsresultaten in hoofdstuk 8. In paragraaf 9.4 en de bijlagen bij dit hoofdstuk wordt een koppeling gemaakt tussen de determinanten van de private R&D-uitgaven en de arbeidsproductiviteitsgroei. Getoond wordt hoe de ontwikkelingen van de determinanten van de private R&D-uitgaven hebben doorgewerkt in de arbeidsproductiviteitsgroei.

²⁵³ Het Solow-residu wordt hierbij opgevat als de arbeidsproductiviteitsgroei gecorrigeerd voor de bijdrage van de groei van fysiek kapitaal per eenheid arbeid, conform het residu uit de groeiboekhoudingsanalyse van Solow (1957). De TFP-groei is hiervan te onderscheiden als de arbeidsproductiviteitsgroei gecorrigeerd voor de bijdragen van zowel de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid als de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, conform onder anderen Jorgenson en Griliches (1967). Fischer (1993) maakt in dit verband een onderscheid tussen het Solow-residu en het Mankiw-Romer-Weil-residu. Bij het Solow-residu wordt de arbeidsproductiviteitsgroei gecorrigeerd voor de bijdrage van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid. Bij het Mankiw-Romer-Weil-residu wordt tevens gecorrigeerd voor de bijdrage van de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid.

teitsgroei via de accumulatie van privaat R&D-kapitaal. Ook wordt in paragraaf 9.4 getoond hoe de onderscheiden componenten van de volumeontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven hebben doorgewerkt in de arbeidsproductiviteitsgroei. Paragraaf 9.5 sluit af met een samenvattend beeld van de berekeningen die in dit hoofdstuk worden gepresenteerd.

9.2 Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

9.2.1 Techniek/methodiek

Decompositie op basis van empirische voorkeursvergelijking in hoofdstuk 7

Als startpunt voor de decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt uitgegaan van de vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in niveaus waar bij de empirische schattingen in hoofdstuk 7 de voorkeur naar uitging. Dat betreft schattingsvariant (12) in tabel 7.2b. Invullen van de gevonden waarden voor de coëfficiënten in de geschatte vergelijking (op zes decimalen nauwkeurig) en vervolgens omzetting van de vergelijking in eerste verschillen leidt tot:

$$\begin{aligned}
 (9.1) \quad \Delta(\ln(AP_{ind}))^{fit} = & \Delta(GKGB \times \ln(KL_{ind})) + 0,398105 \times \Delta \ln(GO_{ind}) \\
 & - 0,431794 \times \Delta \ln(PAR_{ind}) - 0,526677 \times \Delta \ln(GUWP_{ind}) \\
 & + 0,114798 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,600573 \times \Delta \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + \\ (1 - 0,600573) \times \Delta \ln(RDKPUBI_{ind}(-1)) \end{array} \right\} \\
 & + 0,645027 \times \Delta \left[\begin{array}{l} (RDKTOBI_ADWE(-1)/100) \times \\ \left\{ \begin{array}{l} 0,600573 \times \ln(RDKBEBI_{ind}(-1)) + \\ (1 - 0,600573) \times \ln(RDKPUBI_{ind}(-1)) \end{array} \right\} \end{array} \right] \\
 & + 0,154734 \times \Delta \left[(IQ(-1)/100) \times \left\{ \begin{array}{l} 0,600573 \times \ln(RDKBEBU_{ind}(-1)) + \\ (1 - 0,600573) \times \ln(RDKPUBU_{ind}(-1)) \end{array} \right\} \right] \\
 & - 0,039788 \times \Delta \sum_{i=1970}^t \left(\ln \left(\frac{(RDKTOBI_I_i(-1)/100) \times USPATV_i(-1)/BB_i(-1)}{USPATV_VS_i(-1)/BB_VS_i(-1)} \right) \right) \\
 & + 0,161546 \times \Delta \ln \left(\frac{SECTHT_{ind}(-1)}{RDKTOBI_I_{ind}(-1)} \right) \\
 & + 0,926962 \times \Delta \left(DUM_{NOO} \times \frac{DW_ADTW_NOO/100}{1 - DW_ADTW_NOO/100} \right) \\
 & + 0,066247 \times \Delta \ln(OH_{COR_{ind}}) + 0,158935 \times \Delta(KIQ - WBQ)/100 \\
 & + 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - 0,509761) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\} + 0,032339 \times \Delta DUM_{WDUI}
 \end{aligned}$$

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Hierin geeft $\Delta(\ln(AP_{ind}))^{fit}$ de (logaritmische) groei weer van de ‘fitted values’ van de arbeidsproductiviteit per gewerkt uur bij schattingsvariant (12) in tabel 7.2b. Voor de betekenis van de overige symbolen wordt verwezen naar de symbolenlijst in paragraaf 7.2. De delta’s van de natuurlijke logaritmen in vergelijking (9.1) geven bij benaderingen groeivoeten weer. Door deze te vermenigvuldigen met 100 worden bij benadering procentuele mutaties verkregen.

Tabel 9.1 Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland op basis van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in tabel 7.2b, daarbij abstraherend van de kortetermijndynamiek vanuit een foutencorrectiespecificatie geschat in tabel 7.8; 1970-2006

	Jaarlijks gemiddelde over periode:				
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006
$\Delta \ln$ van arbeidsproductiviteit, feitelijk, $\times 100$	3,58	2,00	1,31	1,44	2,15
Ter vergelijking:					
% groei van arbeidsproductiviteit, feitelijk	3,64	2,02	1,32	1,45	2,18
$\Delta \ln$ van arbeidsproductiviteit, verklaard met empirische voorkeursvergelijking, $\times 100$	3,29	2,38	1,01	1,79	2,16
Bijdragen hieraan van:					
• ontwikkeling van kapitaalarbeidsverhouding	1,01	0,49	0,15	0,50	0,54
• ontwikkeling van gemiddelde opleidingsduur	0,46	0,37	0,21	0,33	0,34
• ontwikkeling van arbeidsparticipatie	-0,03	-0,27	-0,56	-0,06	-0,25
• ontwikkeling van gewerkte uren per werkzame persoon	0,79	0,45	0,06	0,20	0,40
• ontwikkeling van binnenlands R&D-kapitaal, bedrijven	0,10	0,08	0,13	0,15	0,11
• ontwikkeling van binnenlands R&D-kapitaal, publiek	0,09	0,05	0,13	0,09	0,09
• ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal, bedrijven; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van invoerquote	0,12	0,11	0,29	0,37	0,21
• ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal, publiek; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van invoerquote	0,04	0,04	0,13	0,14	0,08
• ‘catching-up’ op basis van patentvoorraad ten opzichte van technologische leider (VS)	0,84	0,56	0,52	0,54	0,62
• Ontwikkeling van sectorstructuur (ten opzichte van R&D-kapitaalintensiteit)	-0,25	0,30	-0,21	-0,41	-0,11
• ontwikkeling van openheid economie	0,10	0,09	0,20	0,08	0,12
• ontwikkeling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,09	0,11	-0,04	0,08	0,01
• ontwikkeling van conjunctuur	0,09	-0,01	0,00	-0,21	-0,01

Bron: berekeningen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in tabel 7.2b (schattingsvariant (12)) en de tijdreeksen die bij de empirische schattingen zijn gebruikt voor Nederland.

Aan de hand van vergelijking (9.1) is een decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

over de periode 1970-2006 mogelijk zoals gepresenteerd is in tabel 9.1 voor Nederland. Om de leesbaarheid van de tabel te vergroten, zijn de uitkomsten vermenigvuldigd met 100. De gepresenteerde cijfers geven bij benadering procentuele mutaties weer bij de verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei, terwijl de bijdragen van de ontwikkelingen van verklarende factoren bij benadering procentpunten uitdrukken. Bij besprekingen in de tekst worden de resultaten (opnieuw omwille van de leesbaarheid) eenvoudigweg als procentuele mutaties en bijdragen in procentpunten aangeduid. Dat leidt slechts tot geringe onzuiverheden. Om een indicatie te krijgen van de verschillen tussen de met 100 vermenigvuldigde delta's van natuurlijke logaritmen en procentuele mutaties, is in tabel 9.1 de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei ook in procentuele mutaties genoteerd.²⁵⁴

Verwerking van kortetermijndynamiek

Een beperking van de decompositie in tabel 9.1 is dat is uitgegaan van invloeden op de groei van de langetermijnevenwichtswaarde van de arbeidsproductiviteit (afgezien van de invloed van de conjunctuur, die als een kortermijninvoel kan worden beschouwd). De waarden van de coëfficiënten zijn namelijk verkregen bij een schatting van een langetermijnevenwichtsvergelijking voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. In paragraaf 7.6 zijn dynamische specificaties met een foutencorrectiemechanisme geschat, waarbij aanpassingsprocessen richting de langetermijnevenwichtswaarden in beeld werden gebracht. In tabel 9.2 is de decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling herhaald, rekening houdend met die aanpassingsprocessen. De uitkomsten die dan verkregen worden voor Nederland, blijken voor de verschillende subperioden niet veel af te wijken van die in tabel 9.1. Om echter recht te doen aan de dynamische aanpassingsprocessen, wordt aan deze geavanceerdere methode de voorkeur gegeven. In tabel 9.2 worden naast de uitkomsten voor Nederland de uitkomsten voor Finland gepresenteerd. In tabel 9.3 volgen de uitkomsten voor Duitsland en de Verenigde Staten. Hieronder wordt eerst een toelichting op de gevolgde methodiek gegeven. Daarna wordt ingegaan op de uitkomsten.

Bij de berekeningen in de tabellen 9.2 en 9.3 is als dynamische specificatie voor de korte termijn gebruikgemaakt van vergelijking (7.5) uit paragraaf 7.6. Het schattingsresultaat daarvan werd gepresenteerd in tabel 7.8. Na invulling van de geschatte waarden van de coëfficiënten (op zes decimalen nauwkeurig) komt die vergelijking er als volgt uit te zien:

$$(9.2) \quad \Delta \ln(AP_{ind}) = 0,165517 \times \Delta \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) + 0,778931 \times \Delta \ln(AP_{ind}^*) - 0,137488 \times \left\{ \ln(AP_{ind}^{cn}(-1)) - \ln(AP_{ind}^*(-1)) \right\} + 0,690675 \times \left\{ \begin{array}{l} 0,509761 \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV}{100 - WV_{trend}} \right)_{ind} \right) + \\ (1 - 0,509761) \times \Delta \ln \left(\left(\frac{100 - WV(+1)}{100 - WV_{trend}(+1)} \right)_{ind} \right) \end{array} \right\}$$

²⁵⁴ De procentuele groei is als volgt te berekenen: $100 \times (e^{\Delta \ln(\text{arbeidsproductiviteit})} - 1)$.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de
ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland en Finland op basis van het schattingsresultaat van de empirische
keursvergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in tabel 7.2b, in combinatie met de kortetermijndy
vanuit een foutencorrectiespecificatie geschat in tabel 7.8; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970- 1980	1980- 1990	1990- 2000	2000- 2006	1970- 2006	1970- 1980	1980- 1990	1990- 2000	2000- 2006
Arbeidsproductiviteit, feitelijk, × 100	3,58	2,00	1,31	1,44	2,15	3,33	2,89	2,64	2,40
Arbeidsproductiviteit, empirisch verklaard, × 100	3,34	2,40	1,03	1,82	2,18	3,19	2,66	2,91	1,65
waaraan van:									
Verandering van kapitaalarbeidsverhouding	0,99	0,50	0,15	0,50	0,54	0,69	0,65	0,21	0,39
Verandering van gemiddelde opleidingsduur	0,44	0,37	0,22	0,31	0,34	0,41	0,30	0,47	0,29
Verandering van arbeidsparticipatie	-0,02	-0,25	-0,56	-0,08	-0,24	-0,21	-0,10	0,42	-0,21
Verandering gewerkte uren per werkzame persoon	0,77	0,45	0,07	0,21	0,40	0,40	0,23	0,07	0,19
Verandering van binnenlands R&D-kapitaal, bedrijven	0,10	0,07	0,13	0,16	0,11	0,54	0,50	0,50	0,57
Verandering van binnenlands R&D-kapitaal, publiek	0,09	0,05	0,13	0,09	0,09	0,21	0,21	0,19	0,19
Verandering van buitenlands R&D-kapitaal, bedrijven; via vrieterm in combinatie met ontwikk. van invoerquote	0,12	0,11	0,28	0,37	0,20	0,07	0,08	0,13	0,20
Verandering van buitenlands R&D-kapitaal, publiek; via vrieterm in combinatie met ontwikk. van invoerquote	0,04	0,04	0,13	0,15	0,08	0,04	0,05	0,06	0,12
'Catching-up' op basis van patentvoorraad ten opzichte van technologische leider (VS)	0,82	0,57	0,52	0,54	0,62	0,72	0,62	0,52	0,38
Verandering van sectorstructuur (ten opzichte van R&D- intensiteit)	-0,25	0,28	-0,19	-0,39	-0,11	-0,09	-0,11	-0,07	-0,58
Verandering van openheid economie	0,09	0,09	0,19	0,09	0,12	0,08	0,02	0,30	0,14
Verandering van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,09	0,12	-0,04	0,07	0,01	0,02	-0,05	0,22	0,10
Verandering van conjunctuur	0,09	-0,00	0,00	-0,21	-0,01	-0,01	0,24	-0,13	-0,20
Verandering van uitgangssituatie in 1970 (zie tekst)	0,13	0,00	0,00	0,00	0,04	0,33	0,03	0,00	0,00
Bijdrage vanuit R&D-kapitaal en 'catching-up'	1,17	0,84	1,18	1,30	1,10	1,58	1,46	1,41	1,53

Schattingen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in de tabellen 7.2b (schattingsvariant (12)) en 7.8 en de tijdreeksen d
schattingen zijn gebruikt voor Nederland en Finland.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei in Duitsland en de Verenigde Staten op basis van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in tabel 7.2b, in combinatie met de termijndynamiek vanuit een foutcorrectiespecificatie geschat in tabel 7.8; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Arbeidsproductiviteit, feitelijk, × 100	3,70	2,33	2,14	1,44	2,20	1,20	1,58	1,80	1,78
Arbeidsproductiviteit, empirisch verklaard, × 100	3,64	2,07	1,68	2,18	2,26	1,44	1,15	1,83	1,83
Beïnvloeding van:									
Verdeling van kapitaalarbeidsverhouding	1,01	0,53	0,71	0,51	0,61	0,25	0,26	0,41	0,71
Verdeling van gemiddelde opleidingsduur	0,72	0,37	0,06	0,05	0,33	0,21	0,12	0,06	0,07
Verdeling van arbeidsparticipatie	-0,05	-0,33	0,07	0,01	-0,09	-0,55	-0,37	-0,08	0,03
Verdeling gewerkte uren per werkzame persoon	0,59	0,54	0,30	0,27	0,46	0,20	0,09	0,01	0,15
Verdeling van binnenlands R&D-kapitaal, bedrijven	0,40	0,25	0,16	0,24	0,27	0,36	0,61	0,69	0,62
Verdeling van binnenlands R&D-kapitaal, publiek	0,23	0,08	0,18	0,09	0,15	0,23	0,24	0,27	0,42
Verdeling van buitenlands R&D-kapitaal, bedrijven; via vrieterm in combinatie met ontwikk. van invoerquote	0,06	0,07	0,16	0,29	0,13	0,03	0,05	0,09	0,13
Verdeling van buitenlands R&D-kapitaal, publiek; via vrieterm in combinatie met ontwikk. van invoerquote	0,02	0,04	0,07	0,11	0,05	0,01	0,02	0,03	0,04
'Catching-up' op basis van patentvoorraad ten opzichte van de technologische leider (VS)	0,47	0,23	0,34	0,36	0,34	-	-	-	-
Verdeling van sectorstructuur (ten opzichte van R&D- intensiteit)	-0,13	0,04	-0,37	0,04	-0,11	0,36	-0,11	0,03	-0,45
Verdeling van openheid economie	0,12	0,13	0,17	0,26	0,14	0,13	0,18	0,30	0,10
Verdeling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,08	0,10	-0,05	0,11	0,01	0,04	0,06	-0,02	0,05
Verdeling van conjunctuur	0,10	0,02	-0,05	-0,15	-0,00	0,04	-0,00	0,04	-0,03
Verdeling Duitsland (via Δ dummy voor West-Duitsland)	0,00	0,00	-0,08	-0,00	-0,09	-	-	-	-
Verandering van uitgangssituatie in 1970 (zie tekst)	0,19	0,00	0,00	0,00	0,05	0,14	0,01	0,00	0,00
Bijdrage vanuit R&D-kapitaal en 'catching-up'	1,18	0,67	0,91	1,09	0,94	0,62	0,91	1,08	1,21

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

Verenigde Staten. De schattingen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in de tabellen 7.2b (schattingsvariant (12)) en 7.8 en de tijdreeksen van de schattingen zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

De feitelijke ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit (AP_{ind}) hangt hierbij af van de ontwikkeling van de langetermijnevenwichtswaarde van de arbeidsproductiviteit (AP_{ind}^*), een foutencorrectieterm, de één jaar vertraagde ontwikkeling van de conjunctuurneutrale waarde van de arbeidsproductiviteit (AP_{ind}^{cn}) en de conjuncturele ontwikkeling (weergegeven op basis van de ontwikkeling van de werkgelegenheid in de jaren t en $t+1$ in vergelijking met de trendmatige ontwikkeling ervan). In de vergelijking is gemodelleerd dat veranderingen in de langetermijnevenwichtswaarde van de arbeidsproductiviteit via een gestaffeld aanpassingsproces doorwerken in de feitelijke ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. Daarnaast is er een directe (onvertraagde) invloed van de conjuncturele ontwikkeling.

De vergelijking is toegepast in een spreadsheet om van jaar op jaar de doorwerking van de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling volgens langetermijnevenwichtsvergelijking (9.1) in de feitelijke arbeidsproductiviteitsontwikkeling te kwantificeren. Daarbij is berekend hoe de arbeidsproductiviteitsgroei in opeenvolgende jaren van de periode 1971-2006 kan worden verklaard uit mutaties van de variabelen in langetermijnevenwichtsvergelijking (9.1) in het lopende jaar en eerdere jaren. In de beginjaren werken ook nog aanpassingsprocessen door die verbonden zijn aan ontwikkelingen van variabelen in de jaren voorafgaand aan de periode 1971-2006. Binnen vergelijking (9.2) komt dat voor het jaar 1971 tot uitdrukking in een invloed van de één jaar vertraagde trendmatige arbeidsproductiviteitsontwikkeling en een dynamisch effect van het verschil tussen de trendmatige en de langetermijnevenwichtswaarde van de arbeidsproductiviteit in het beginjaar 1970 binnen de foutencorrectieterm van de specificatie. Dat verklaart dat bij de decomposities van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de tabellen 9.2 en 9.3 een post voorkomt die het effect van de uitgangssituatie in 1970 weergeeft op de productiviteitsgroei in de jaren daarna. Dat betreft effecten van het trendmatige arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van de langetermijnevenwichtswaarde in 1970 en van de trendmatige arbeidsproductiviteitsgroei in 1970 ten opzichte van 1969.

9.2.2 Beschouwing van resultaten

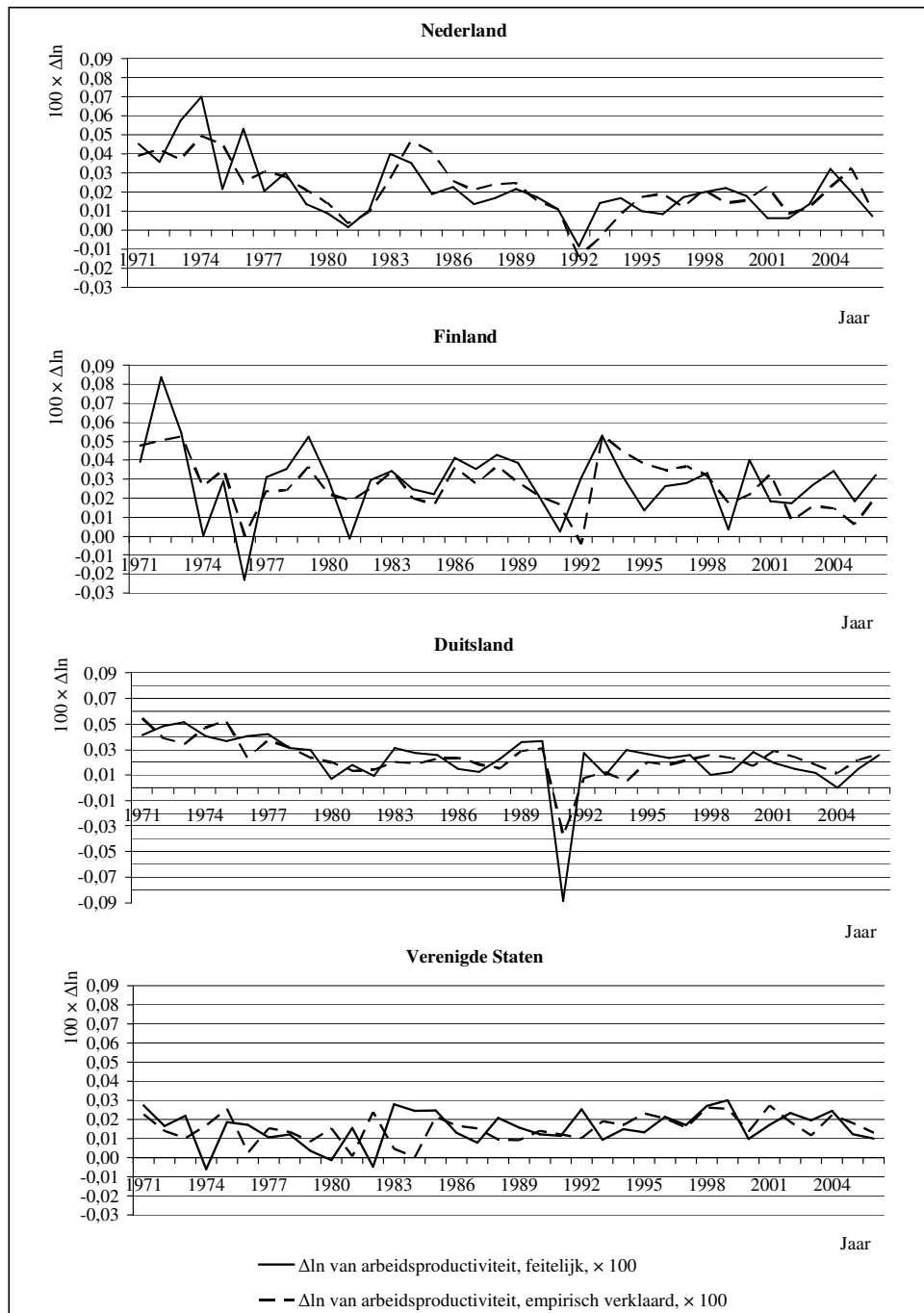
'Fit' tussen feitelijke en de verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei

De empirisch verklaarde groei van de arbeidsproductiviteitsgroei in de verschillende deelperioden blijkt in de tabellen 9.2 en 9.3 over het algemeen redelijk in lijn te zijn met de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei. Op een aantal plaatsen, onder andere bij Duitsland, Finland en Nederland over de deelperiode 2000-2006, treden forse verschillen op tussen de verklaarde en de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei. Over de totale periode 1970-2006 wordt de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei in alle vier de landen dicht benaderd met de empirische verklaring.

Later in deze paragraaf wordt ingegaan op verklaringen die gegeven kunnen worden voor de verschillen tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei die over deelperioden zichtbaar zijn. Dat levert echter geen duidelijk beeld op. Hierbij kan ook in aanmerking worden genomen dat van jaar op jaar sprake is van sterke fluctuaties van de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei rondom de empirisch verklaarde. Figuur 9.1 toont dat voor de vier landen. Er is geen sprake van systematische onder- dan wel overschattingen van de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei in de verschillende deelperioden. De verschillen tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei over deelperioden dienen dan ook vooral beschouwd te worden als optelsommen van elkaar afwisselende onder- en overschattingen van de feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei in de afzonderlijke jaren.

Hoofdstuk 9—Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Figuur 9.1 Feitelijke en empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei bij de decompositieanalyse voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten; 1971-2006, per afzonderlijk jaar



Bron: zie tabellen 9.2 en 9.3.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

In het onderstaande worden nu eerst de hoofdlijnen besproken van de resultaten die voor afzonderlijke verklarende factoren over de deelperioden zijn gepresenteerd in de tabellen 9.2 en 9.3.

Structurele positieve bijdragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei

De decomposities van de arbeidsproductiviteitsgroei in de vier landen geven bijdragen van de verschillende variabelen te zien die tussen deelperioden vaak sterk verschillen. Overeenkomsten tussen de landen zijn wel dat de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding en de ontwikkeling van verschillende categorieën R&D-kapitaal (onderscheiden zijn: binnenlands en buitenlands privaat R&D-kapitaal en binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal) structureel belangrijke bijdragen hebben geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei. Voor Nederland en Finland geldt dat ook duidelijk voor de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur. In Duitsland en de Verenigde Staten is de bijdrage van de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur in de meest recente deelperioden 1990-2000 en 2000-2006 echter beperkt geweest.

Bij alle vier de landen zijn verder structurele positieve bijdragen van betekenis te zien van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en een toename van de openheid van de economie. In Nederland en Duitsland is het effect van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon zelfs zeer sterk geweest. Over de gehele periode 1970-2006 bezien is dat in beide landen deels gecompenseerd door negatieve effecten van toenames van de arbeidsparticipatie. Bij Nederland, Finland en Duitsland komt tevens een belangrijke invloed van ‘catching-up’ naar voren.

> Kapitaalarbeidsverhouding en gemiddelde opleidingsduur

In tabel 9.2 is gekwantificeerd dat de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding over de gehele periode 1970-2006 een bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland heeft geleverd van gemiddeld 0,54%-punt per jaar. De ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur heeft in Nederland een bijdrage geleverd van gemiddeld 0,34%-punt over de gehele periode 1970-2006. Deze twee structurele positieve invloeden tezamen zijn daarmee verantwoordelijk voor een bijdrage van 0,88%-punt per jaar aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland over de periode 1970-2006. Over de meest recente deelperiode 2000-2006 bedroeg de bijdrage van deze twee factoren tezamen gemiddeld 0,82%-punt per jaar in Nederland (uitgaande van onafgeronde uitkomsten voor de twee afzonderlijke factoren).

In Finland en Duitsland is sprake van vergelijkbare bijdragen van deze twee factoren over de periode 1970-2006: in totaal 0,87%-punt per jaar in Finland en 0,95%-punt per jaar in Duitsland. De Verenigde Staten blijft daar met een totale bijdrage van 0,50%-punt per jaar aanzienlijk bij achter. Dat is toe te schrijven aan lagere bijdragen van zowel de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding (0,38%-punt per jaar) als de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur (0,12%-punt per jaar). Over de deelperiode 2000-2006 is wel sprake van een relatief hoge bijdrage van de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding in de Verenigde Staten: 0,71%-punt per jaar. In combinatie met een relatief lage bijdrage van de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur van 0,07%-punt per jaar leidt dat tot een bijdrage van de twee factoren tezamen over de periode 2000-2006 die vergelijkbaar is met die in Nederland (0,79%-punt per jaar in de Verenigde Staten tegenover 0,82%-punt per jaar in Nederland).

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

> Gewerkte uren in combinatie met arbeidsparticipatie

Voor de gehele periode 1970-2006 is een positieve bijdrage van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland berekend van gemiddeld 0,40%-punt per jaar. Hier staat een negatieve bijdrage van gemiddeld 0,24%-punt per jaar tegenover van een toegenomen arbeidsparticipatie. Per saldo leveren deze twee factoren een positieve bijdrage aan de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland van 0,15%-punt per jaar over de periode 1970-2006. Voor de meest recente deelperiode 2000-2006 is sprake van een ongeveer even hoge positieve bijdrage van per saldo 0,14%-punt per jaar. Over de deelperiode 1990-2000, toen de arbeidsparticipatie sterk toenam in Nederland, was de negatieve bijdrage van de toename van de arbeidsparticipatie met gemiddeld 0,56%-punt per jaar echter sterk hoger dan de positieve bijdrage van de daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon, die gemiddeld slechts 0,07%-punt per jaar bedroeg in die periode.

De gecombineerde effecten van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon en de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie variëren sterk tussen de landen. Voor Duitsland is berekend dat een daling van het aantal gewerkte uren per persoon een positieve bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei heeft geleverd van gemiddeld 0,46%-punt per jaar over de periode 1970-2006. Dat gaat gepaard met een beperkte negatieve bijdrage van gemiddeld 0,09%-punt per jaar van een toegenomen arbeidsparticipatie. Voor Finland is een positieve bijdrage van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon berekend van gemiddeld 0,23%-punt per jaar over de periode 1970-2006, terwijl de arbeidsparticipatie over de volledige periode 1970-2006 nauwelijks veranderd is. In de Verenigde Staten is een gematigde structurele positieve bijdrage van een afname van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon van gemiddeld 0,11%-punt per jaar over de gehele periode 1970-2006 meer dan gecompenseerd door een negatieve bijdrage van een toename van de arbeidsparticipatie van gemiddeld 0,27%-punt per jaar.

> Openheid van de economie

De toename van de openheid van de economie heeft in Nederland over de periode 1970-2006 een bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei geleverd van gemiddeld 0,12%-punt per jaar. In Finland en Duitsland ligt de gemiddelde bijdrage op een vergelijkbaar niveau. De Verenigde Staten stijgt hier enigszins bovenuit met een gemiddelde bijdrage van 0,19%-punt per jaar. In de meest recente deelperiode 2000-2006 bedroeg de bijdrage in Nederland 0,09%-punt per jaar, na een relatief hoge bijdrage van 0,19%-punt per jaar over de periode 1990-2000. Ook in Finland en de Verenigde Staten is de gemiddelde bijdrage over de periode 1990-2000 relatief hoog, terwijl in Duitsland de gemiddelde bijdrage het hoogst is over de periode 2000-2006.

> Binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal en 'catching-up'

De arbeidsproductiviteitsgroei die resteert nadat met de hierboven kwantitatief besproken structurele invloeden rekening is gehouden, kan voornamelijk worden toegeschreven aan bijdragen van de ontwikkeling van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal en 'catching-up'.

• Binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal

De ontwikkeling van binnenlands privaat R&D-kapitaal heeft gemiddeld over de periode

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

1970-2006 een bijdrage van 0,11%-punt per jaar geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland. De bijdrage van de ontwikkeling van binnenlands publiek R&D-kapitaal blijft hier met gemiddeld 0,09%-punt per jaar iets bij achter. De ontwikkeling van buitenlands privaat R&D-kapitaal en die van buitenlands publiek R&D-kapitaal hebben respectievelijk 0,20%- en 0,08%-punt per jaar bijgedragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland over de periode 1970-2006.

In de meest recente periode 2000-2006 bedroeg de bijdrage van de ontwikkeling van binnenlands privaat R&D-kapitaal 0,16%-punt per jaar, terwijl de bijdrage van de ontwikkeling van binnenlands publiek R&D-kapitaal net als over de gehele periode 1970-2006 0,09%-punt per jaar bedroeg. Vanuit het buitenlandse private en publieke R&D-kapitaal werden in de periode 2000-2006 fors hogere bijdragen geleverd dan gemiddeld over de periode 1970-2006: respectievelijk 0,37%- en 0,15%-punt per jaar. De bijdragen van de ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal zijn in de loop der jaren substantieel toegenomen vanwege een sterke stijging van de invoerquote, die als indicator voor de openheid van de economie als interactieterm is opgenomen bij de invloed van de ontwikkeling van buitenlands R&D-kapitaal op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Daarbij betreft het deels een effect van een hogere invoerquote op de elasticiteit waarmee al eerder opgebouwd R&D-kapitaal doorwerkt in het niveau van de arbeidsproductiviteit.²⁵⁵

In Nederland heeft de ontwikkeling van binnenlands R&D-kapitaal veel minder bijgedragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei dan in de drie andere landen. Dat hangt deels samen met een gematigde ontwikkeling van de private R&D-uitgaven in Nederland in vergelijking met het buitenland (getoond in paragraaf 5.6). Daarnaast speelt de omvang van een land een rol bij de doorwerking van de ontwikkeling van binnenlands R&D-kapitaal in de arbeidsproductiviteitsgroei. Daarbij zijn elasticiteiten voor binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal van toepassing die bij de empirische schattingen in hoofdstuk 7 in een positieve relatie bleken te staan tot het aandeel van de hoeveelheid R&D-kapitaal in een land in de wereldwijde hoeveelheid R&D-kapitaal. Daardoor komen die elasticiteiten voor Nederland en Finland lager uit dan voor de grote(re) landen Duitsland en de Verenigde Staten. In Finland is door zeer sterke stijgingen van de private als de publieke R&D-uitgavenvolumes echter toch sprake van een hoge bijdrage van de ontwikkeling van binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei. Die bedraagt in Finland ruim 0,7%-punt gemiddeld per jaar over de periode 1970-2006. In Duitsland heeft de ontwikkeling van binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal een bijdrage van ruim 0,4%-punt per jaar geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei. In de Verenigde Staten is die bijdrage met ruim 0,8%-punt per jaar nog veel hoger, wat sterk verband houdt met het zeer grote aandeel dat dat land heeft in de wereldwijde hoeveelheid R&D-kapitaal.

Tegenover de hogere elasticiteiten voor de effecten van binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal in Duitsland en de Verenigde Staten staan veel lagere elasticiteiten voor de effecten van privaat en publiek buitenlands R&D-kapitaal. Bij de empirische schattingen in hoofdstuk 8 kwam een belangrijke rol naar voren van de invoerquote als interactieterm bij het effect van

²⁵⁵ Dit geldt voor niveaus van de voorraad R&D-kapitaal uitgedrukt in verhouding tot de waarde ervan in het referentiejaar 1969. Zie paragraaf B6.2.1 van bijlage B6.2 voor een toelichting op de keuze van dit referentiejaar.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

buitenlands R&D-kapitaal. Die is relatief laag in Duitsland en de Verenigde Staten. In paragraaf 7.5 is al berekend dat de optelsom van de elasticiteiten voor de effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in de Verenigde Staten sterk boven die in de andere landen uitstijgt. Dat gaat echter samen met de afwezigheid van een ‘catch-up’-effect op de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten. De Verenigde Staten is bij de ‘catch-up’-effecten namelijk als technologische leider beschouwd.

- *‘Catching-up’*

Voor Nederland, Finland en Duitsland zijn in de tabellen 9.2 en 9.3 aanzienlijke ‘catch-up’-effecten berekend. Het betreft hier het empirisch sterk verklarende ‘catch-up’-mechanisme waarbij de patentvoorraad (in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking) als maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau van een land wordt gehanteerd. De bijdrage van ‘catching-up’ is in de loop der tijd afgenomen (met name ten opzichte van de eerste deelperiode 1970-1980), maar heeft ook in de meest recente deelperiode 2000-2006 nog een belangrijke bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland, Finland en Duitsland. In Nederland bedraagt de bijdrage van ‘catching-up’ in de periode 2000-2006 0,54%-punt per jaar, in Finland 0,38%-punt per jaar en in Duitsland 0,36%-punt per jaar.

- *Totale bijdrage van ontwikkeling van R&D-kapitaal en ‘catching-up’*

De totale bijdrage van de ontwikkeling van R&D-kapitaal (privaat en publiek, binnenlands en buitenlands) en ‘catching-up’ blijkt in Nederland, Duitsland en de Verenigde Staten over de gehele periode 1970-2006 gemiddeld op rond de 1,0% per jaar uit te komen (zoals in de tabellen 9.2 en 9.3 afzonderlijk is weergegeven). De ‘catching-up’-effecten in Nederland en Duitsland hebben daarbij globaal opgewogen tegen de geringere totale bijdrage van de ontwikkeling van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in vergelijking met de Verenigde Staten. Bedacht kan worden dat ‘catching-up’-effecten net als de effecten van buitenlands R&D-kapitaal ‘spillover’-effecten van buitenlandse technologische kennis tot uitdrukking brengen en daarmee op impliciete wijze net als buitenlands R&D-kapitaal verbonden kunnen worden geacht aan R&D die over een reeks van jaren is uitgevoerd in het buitenland.

Finland heeft over de periode 1970-2006 ongeveer evenveel geprofiteerd van ‘catching-up’-effecten als Nederland volgens de berekeningen in tabel 9.2. De totale bijdrage van de ‘catch-up’-effecten en de ontwikkeling van R&D-kapitaal is in Finland echter veel hoger geweest dan in Nederland als gevolg van de sterke groei van de voorraad binnenlands R&D-kapitaal in Finland, met name het private deel ervan. De totale bijdrage van de ‘catch-up’-effecten en de ontwikkeling van R&D-kapitaal bedraagt in Finland gemiddeld over de periode 1970-2006 ruim 1,5% per jaar.

Wisselende bijdragen aan arbeidsproductiviteitsgroei: sectorstructuur, nettokapitaalinkomensquote en conjunctuur

Naast de in het voorgaande besproken positieve bijdragen die een sterk structureel karakter hebben (afgezien van de invloed van de arbeidsparticipatie), komen in de tabellen 9.2 en 9.3 nog wisselende bijdragen tot uitdrukking van ontwikkelingen van de sectorstructuur, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven en de conjunctuur.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

> Sectorstructuur

De gehanteerde sectorstructuurvariabele geeft het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de totale economie weer in verhouding tot de binnenlandse R&D-kapitaalintensiteit. Deze variabele representeert de mogelijkheden die de sectorstructuur biedt om kennis ontwikkeld met R&D te benutten voor technologische innovatie (zie paragraaf 6.4.1), afgezet tegen de hoeveelheid ontwikkelde kennis in een land. Voor Nederland is over de gehele periode 1970-2006 een negatieve bijdrage van de ontwikkeling van deze variabele aan de arbeidsproductiviteitsgroei berekend van 0,11%-punt per jaar. Ook voor Finland en Duitsland resulteert een negatieve bijdrage over de volledige periode 1970-2006, terwijl bij de Verenigde Staten sprake is van een neutrale uitwerking.

> Nettokapitaalinkomensquote

De ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven heeft in Nederland en Duitsland zodanig afwisselende effecten gehad over deelperioden dat het effect over de totaalperiode 1970-2006 zeer beperkt is. In Finland en de Verenigde Staten is over deze totaalperiode sprake geweest van positieve effecten die van (enige) betekenis zijn, gemiddeld respectievelijk 0,07%-punt en 0,03%-punt per jaar. Voor alle vier de landen geldt dat binnen deelperioden substantiële positieve en negatieve effecten te zien zijn.

> Conjunctuur

De bijdrage van de ontwikkeling van de conjunctuur is over de volledige periode 1970-2006 (ongeveer) 0 in alle vier de landen. Dat volgt op voorhand al uit het karakter van de conjunctuurvariabele, die per definitie een waarde rond de 1 blijft houden. In de deelperioden zijn wel substantiële effecten te zien van de ontwikkeling van de conjunctuur.

Nadere beschouwing van verschillen tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei over deelperioden

Verklaringen voor de substantiële afwijkingen die over deelperioden te zien zijn tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei, zijn niet eenvoudig te geven. Een mogelijkheid is dat de verschillen tot uitdrukking brengen in hoeverre zich nieuwe mogelijkheden hebben voorgedaan voor technologische ontwikkeling en in hoeverre die vervolgens zijn benut in innovatieprocessen. Zo is het aannemelijk dat de opkomst van ICT als doorbraaktechnologie in de jaren negentig een positieve impuls heeft gegeven aan de mogelijkheden voor technologische ontwikkeling in (medium)hightechsectoren. Vervolgens waren er in de eerste jaren van de nieuwe eeuw op tal van gebieden mogelijkheden om ICT slim te benutten in innovatieprocessen, vooral ook in ICT-intensieve dienstensectoren.

De Verenigde Staten lijkt via beide kanalen sterk geprofiteerd te hebben van ICT, zoals aan de orde is gekomen in de paragrafen 5.2.1 en 5.3.1. Dat biedt een verklaring voor de relatief hoge arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten over de perioden 1990-2000 en 2000-2006. Daarnaast heeft Finland sinds de tweede helft van de jaren negentig veel technologisch en commercieel succes weten te bereiken met ICT-producten (denk aan Nokia), wat verklaart dat ook in Finland in beide deelperioden de arbeidsproductiviteitsgroei relatief hoog was (Van Ark, O'Mahony en Ypma (red.), 2007). De verschillen tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei in de perioden 1990-2000 en 2000-2006 blijken langs deze denklijnen echter slechts beperkt geduid te kunnen worden. Zo is een vraag waarom de

feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei in Finland over de periode 1990-2000 ruim achterblijft bij de empirisch verklaarde, terwijl die daar over de periode 2000-2006 sterk boven ligt. Mogelijk wijst dat op een vertraagd commercieel succes van de technologische ontwikkeling van ICT-producten. Een vraag is ook waarom bij de Verenigde Staten over de perioden 1990-2000 en 2000-2006 sterke technologische ontwikkeling op ICT-terrein en een sterke benutting van toepassingsmogelijkheden van ICT niet tot uitdrukking komen in een feitelijke arbeidsproductiviteitsgroei ruim boven de empirisch verklaarde. De decompositie in tabel 9.3 suggereert dat de versnelling van de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten in die perioden al voor een belangrijk deel verklaard kan worden uit extra groei van de kapitaalarbeidsverhouding (waar extra inzet van ICT-kapitaal in tot uitdrukking komt) en stabilisatie van de arbeidsparticipatie, na een sterke toename daarvan in de voorgaande perioden.²⁵⁶

Hier liggen empirische puzzels. Het zou speculatief zijn om een directe relatie te leggen tussen verschillen tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei over de perioden 1990-2000 en 2000-2006 en de ontwikkeling en benutting van ICT. Dominanter is een beeld met van jaar op jaar afwisselend negatieve en positieve verschillen tussen de feitelijke en de empirisch verklaarde arbeidsproductiviteitsgroei in de vier landen, zoals figuur 9.1 heeft laten zien.

9.3 Decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven

9.3.1 Techniek/methodiek

Decompositie op basis van empirische voorkeursvergelijking in hoofdstuk 8

De decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven kan op analoge wijze plaatsvinden als de decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de vorige paragraaf. Hier wordt gestart met de vergelijking ter verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven in niveaus waar bij de empirische schattingen in hoofdstuk 8 de voorkeur aan werd gegeven. Die vergelijking is weergegeven als schattingsvariant (6) in tabel 8.2. Invullen van de gevonden waarden voor de coëfficiënten (op zes decimalen nauwkeurig) en omzetting van de vergelijking in eerste verschillen leidt tot:

$$(9.3) \quad \Delta \left(\ln \left(\frac{RDBE}{BBP} \right) \right)^{fit} = 0,934682 \times \Delta \left(\frac{\left(1 - \frac{1}{8} \times \sum_{i=-7}^t BINDEX_i \right) \times RDBE / BBP}{[RDBE / BBP]_{gem(1970-2006)}} \right)$$

Zie de volgende pagina voor een vervolg van deze vergelijking.

²⁵⁶ In de groeiboekhoudingsanalyse op basis van de EU KLEMS Database in paragraaf 5.3.1 kwam al naar voren dat de TFP-groei in de Verenigde Staten over de periode 1995-2000 in lijn is met de OECD- en EU15-gemiddelden en dat ICT-kapitaalverdieping in belangrijke mate heeft bijgedragen aan de relatief hoge arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten over die periode. Van de Klundert en Van Schaik (2008) hebben er eerder al op gewezen dat een sterke stijging van de arbeidsparticipatie in de Verenigde Staten in de periode 1975-1990 een verklaring biedt voor de ‘productivity growth slowdown’ die sinds het midden van de jaren zeventig optrad in dat land. Ook wordt daarbij een rol toegekend aan het uitgeput raken van mogelijkheden tot verdere verbetering van het systeem van massaproductie. ICT kon daarna als opgekomen doorbraaktechnologie nieuwe impulsen aan de productiviteitsgroei geven, aldus de analyse van Van de Klundert en Van Schaik (2008).

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

$$\begin{aligned}
 & +1,146871 \times \Delta \frac{RDDBE_OVF / BBB}{[RDDBE / BBB]_{gem(1970-2006)}} + 9,691434 \times \Delta \left(0,333644 \times \frac{RDKHO}{BBB} + \right. \\
 & \left. (1-0,333644) \times \frac{RDKRE}{BBB} \right) \\
 & + 1,251333 \times \Delta RDKHO_PFAD / 100 - 0,936031 \times \frac{1}{8} \times \Delta \sum_{i=-7}^t \ln(RPRD_{ind})_i \\
 & + 0,361763 \times \Delta \ln(IND_ADTWTO) + 0,799189 \times \Delta \ln(HT_ADTWIND) \\
 & + 0,236657 \times \Delta \left((OH / 100) \times \left(\frac{TKVUSPAT(-1)}{BB(-1) / 1000} - \frac{TKVUSPAT_BU(-1)}{BB_BU(-1) / 1000} \right) \right) \\
 & + 0,998054 \times \Delta \left\{ \left(\frac{0,127230 \times BA}{0,127230 \times BA + (1-0,127230) \times EXP} \right) \times \ln(IPR) + \right. \\
 & \left. \left(\frac{(1-0,127230) \times EXP}{0,127230 \times BA + (1-0,127230) \times EXP} \right) \times \ln(IPR_BU_{gew}) \right\} + \\
 & + 0,593554 \times \Delta (KIQ(-1) - WBQ(-1)) / 100 + 0,141208 \times \Delta \ln(BKQ) \\
 & + 0,223877 \times \Delta \ln(OH_{COR}) + 0,352111 \times \Delta \ln \left(\frac{RDDBE_WE(-1)}{BBB_WE(-1)} \right) \\
 & + 0,138366 \times \Delta DUM_{WDUI}
 \end{aligned}$$

Hierin geeft $\Delta \left(\ln \left(\frac{RDDBE}{BBB} \right) \right)^{fit}$ de (logaritmische) groei weer van de ‘fitted values’ van het vo-

lume van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product. De betekenis van de overige symbolen is te vinden in de symbolenlijst in paragraaf 8.2.

Met behulp van vergelijking (9.3) is het mogelijk om een decompositie van de groei van de R&D-intensiteit op te stellen zoals voor Nederland is weergegeven in tabel 9.4. Net als bij de vergelijkbare decompositie voor de arbeidsproductiviteitsgroei in tabel 9.1 geldt hier dat dit een decompositie is die betrekking heeft op de langere termijn. De achterliggende vergelijking is geschat als een langetermijnevenwichtsrelatie voor de R&D-intensiteit van bedrijven.

Verwerking van kortetermijndynamiek

Een nauwkeuriger beeld wordt verkregen als tevens gebruik wordt gemaakt van de dynamische specificatie die de kortetermijndynamiek weergeeft. Hiervoor is in paragraaf 8.5 een vergelijking met een foutencorrectiemechanisme geschat, waarvan het schattingsresultaat werd weergegeven in tabel 8.5. Die vergelijking (vergelijking (8.11)) ziet er na invulling van de geschatte waarden van de coëfficiënten (op 6 decimalen nauwkeurigheid) als volgt uit:

$$(9.4) \quad \Delta \ln \left(\frac{RDDBE}{BBB} \right) = 0,341189 \times \left(\Delta \ln \left(\frac{RDDBE(-1)}{BBB(-1)} \right) + 0,383654 \times \Delta \ln(CON(-1)) \right) + 0,463923 \times \Delta \ln \left[\left(\frac{RDDBE}{BBB} \right)^* \right]$$

Deze vergelijking wordt vervolgd na tabel 9.4.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Tabel 9.4 Decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland op basis van het schattingsresultaat van de empirische voorkeursvergelijking ter verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven in tabel 8.2, daarbij abstraheerend van de kortetermijndynamiek vanuit de foutencorrectiespecificatie geschat in tabel 8.5; 1970-2006

	Jaarlijks gemiddelde over periode:				
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006
$\Delta \ln$ van R&D-intensiteit van bedrijven, feitelijk, $\times 100$:					
• op basis van nominale bedragen	-1,57	1,82	-0,25	-0,83	-0,14
• op basis van volumebedragen	-3,70	1,35	-0,81	-1,23	-1,08
$\Delta \ln$ van R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen, verklaard met empirische voorkeursvergelijking, $\times 100$	-3,36	3,60	-0,33	-1,45	-0,26
Bijdragen hieraan van:					
• ontwikkeling van fiscale R&D-faciliteiten	0,04	0,02	0,55	0,64	0,28
• ontwikkeling van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	-0,30	0,79	-0,83	-0,39	-0,16
• ontwikkeling van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen	-0,05	-0,07	0,09	0,25	0,03
• ontwikkeling van R&D-kapitaal van researchinstellingen	-0,51	-0,42	-0,42	-0,50	-0,46
• ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	-0,02	0,06	0,37	0,40	0,18
• ontwikkeling van relatieve prijs van R&D	-2,65	-0,66	-0,56	-0,48	-1,16
• sectorstructuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-1,20	0,09	-0,64	-0,93	-0,64
• sectorstructuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in toegevoegde waarde van industrie	-0,23	0,75	0,15	-0,54	0,10
• ontwikkeling van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland versus buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie	-0,01	-0,22	-1,16	-0,89	-0,54
• ontwikkeling van bescherming van intellectueel eigendom, waarvan:	1,52	1,30	1,17	0,01	1,11
– in binnenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	-0,23	-0,38	-0,86	-0,61	-0,51
– in buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van export ten opzichte van totale afzet	1,75	1,68	2,03	0,62	1,62
• ontwikkeling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,52	0,54	-0,25	0,25	-0,02
• ontwikkeling van beschikbaarheid bankkrediet	0,97	0,34	0,68	0,68	0,67
• ontwikkeling van openheid economie	0,32	0,31	0,66	0,27	0,40
• ontwikkeling van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,73	0,77	-0,14	-0,23	-0,06

Bron: berekeningen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in tabel 8.2 (schattingsvariant (6)) en de tijdreeksen die bij de empirische schattingen zijn gebruikt voor Nederland.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

$$-0,155329 \times \left\{ \ln \left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right) + 0,383654 \times \ln(CON(-1)) - \ln \left[\left(\frac{RDBE(-1)}{BBP(-1)} \right)^* \right] \right\} \\ -0,383654 \times \Delta \ln(CON)$$

In deze vergelijking wordt de feitelijke ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven (*RDBE/BBP*) bepaald door de ontwikkeling van de langetermijnevenwichtswaarde van de R&D-intensiteit van bedrijven (aangeduid met een sterretje als superscript), een foutencorrectionsterm, de één jaar vertraagde ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven (gecorrigeerd voor de invloed van de conjunctuur) en de conjuncturele ontwikkeling (hier gemeten aan de hand van de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product ten opzichte van de trendmatige ontwikkeling ervan). Veranderingen in de langetermijnevenwichtswaarden van de R&D-intensiteit werken op deze wijze via een gestaffeld aanpassingsproces door in de feitelijke ontwikkeling van de R&D-intensiteit.

In de tabellen 9.5 en 9.6 worden decompositieanalyses voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten gepresenteerd waarbij naast de vergelijking ter verklaring van de groei van de langetermijnevenwichtswaarden van de R&D-intensiteit gebruik is gemaakt van de hiervoor getoonde dynamische specificatie. De gevolgde methodiek hierbij is vergelijkbaar met die bij de decomposities van de arbeidsproductiviteitsgroei in de tabellen 9.2 en 9.3. In een spreadsheet is van jaar op jaar de doorwerking berekend van de determinanten van de langetermijnevenwichtswaarden van de private R&D-intensiteit volgens vergelijking (9.3). Daaruit volgt hoe de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in opeenvolgende jaren van de periode 1971-2006 kan worden verklaard uit mutaties van de variabelen in langetermijnevenwichtsvergelijking (9.3) gedurende het lopende jaar en eerdere jaren.

Net als bij de berekeningen voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling werken hierbij in de beginjaren ook nog aanpassingsprocessen door die gerelateerd zijn aan ontwikkelingen van variabelen in de jaren voorafgaand aan de periode 1971-2006. Dat komt in de tabellen 9.5 en 9.6 tot uitdrukking in een post die het effect van de uitgangssituatie in 1970 weergeeft op de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in de jaren daarna. Dat betreft hier effecten van het niveau van de private R&D-intensiteit ten opzichte van de langetermijnevenwichtswaarde in 1970 en van de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in 1970 ten opzichte van 1969, beide gecorrigeerd voor de invloed van de conjunctuur.

9.3.2 *Beschouwing van resultaten*

'Fit' tussen feitelijke ontwikkeling en verklaarde ontwikkeling

De tabellen 9.5 en 9.6 tonen dat de empirisch verklaarde mutaties van de private R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) de feitelijke mutaties in de verschillende deelperioden tamelijk gebrekkig weten te volgen in de vier landen. De aansluiting verloopt hier grilliger dan bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei in de tabellen 9.2 en 9.3 het geval was. Dit geeft aan dat het moeilijker is om (positieve dan wel negatieve) mutaties van de private R&D-intensiteit te verklaren dan de groei van de arbeidsproductiviteit. Het betreft hier ook vooral het saldo van een variëteit aan positieve en negatieve bijdragen aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit. Voor de totaalperiode 1970-2006 is de 'fit' tussen de fei-

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland en Finland op basis van het schatting van de empirische voorkeursvergelijking ter verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven in tabel 8.2, in combinatie met termijndynamiek vanuit de foutencorrectiespecificatie geschat in tabel 8.5; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
R&D-intensiteit van bedrijven, feitelijk, × 100:									
– van nominale bedragen	-1,57	1,82	-0,25	-0,83	-0,14	4,05	6,61	7,22	0,57
– van volumebedragen	-3,70	1,35	-0,81	-1,23	-1,08	2,44	5,39	6,57	-1,17
R&D-intensiteit van bedrijven op basis van bedragen, empirisch verklaard, × 100	-4,85	3,50	-0,37	-1,14	-0,67	2,03	4,70	5,92	2,40
– hieraan van:									
– verandering van fiscale R&D-faciliteiten	0,04	0,01	0,42	0,77	0,26	-0,02	-0,07	0,04	-0,02
– verandering van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	-0,33	0,93	-0,93	-0,37	-0,15	0,12	0,18	0,36	-0,03
– verandering van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	-0,04	-0,06	0,07	0,24	0,03	0,08	0,05	0,30	0,31
– verandering van R&D-kapitaal van researchinstellingen	-0,48	-0,36	-0,41	-0,53	-0,44	0,19	0,29	0,29	-0,27
– verandering van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	-0,02	0,06	0,31	0,45	0,17	0,04	0,27	0,20	0,21
– verandering van relatieve prijs van R&D	-2,38	-0,85	-0,58	-0,47	-1,14	-1,61	-0,94	-1,03	-0,83
– structuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-1,03	-0,08	-0,58	-0,82	-0,61	0,11	-0,50	0,32	-0,49
– structuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en hightechsectoren in toegevoegde waarde industrie	-0,11	0,71	-0,07	-0,37	0,09	1,11	2,01	2,27	0,80
– verandering van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland	-0,02	-0,17	-1,03	-1,00	-0,50	-0,06	0,11	0,09	0,90
– verandering van openheid economie									
– verandering van bescherming van intellectueel eigendom, buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie	1,17	1,48	1,23	0,18	1,11	1,90	1,62	2,17	0,29
– verandering van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie	-0,27	-0,30	-0,73	-0,72	-0,48	0,47	0,70	-1,07	-0,60
– verandering van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van export ten opzichte van totale afzet	1,45	1,78	1,96	0,90	1,59	1,44	0,91	3,24	0,95

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

in tabel 9.5

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
vervolg									
teling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,45	0,37	-0,13	0,16	-0,03	-0,18	0,24	0,54	0,37
teling van beschikbaarheid bankkrediet	0,83	0,41	0,97	0,20	0,65	0,15	0,80	-0,50	0,64
teling van openheid economie	0,30	0,28	0,61	0,36	0,39	0,22	0,12	0,89	0,56
teling van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,76	0,81	-0,19	-0,15	-0,06	-0,76	0,81	-0,19	-0,15
teling van conjunctuur	-0,12	0,01	-0,05	0,21	-0,01	-0,03	-0,26	0,17	0,11
teling van uitgangssituatie in 1970 (zie tekst)	-1,47	-0,05	-0,00	-0,00	-0,42	0,77	-0,02	-0,00	-0,00

veranderingen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in de tabellen 8.2 (schattingsvariant (6)) en 8.5 en de tijdreeksen die hiervoor gebruikt zijn gebruikt voor Nederland en Finland.

Decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in Duitsland en de Verenigde Staten op basis van het empirische resultaat van de empirische voorkeursvergelijking ter verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven in tabel 8.2, in combinatie met de kortetermijndynamiek vanuit de foutcorrectiespecificatie geschat in tabel 8.5; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
R&D-intensiteit van bedrijven, feitelijk, × 100:									
teling van nominale bedragen	2,45	1,51	0,13	0,43	0,94	-0,87	1,77	0,96	-1,77
teling van volumebedragen	0,26	0,82	-0,91	0,19	-0,06	-1,55	1,17	0,04	-2,32
R&D-intensiteit van bedrijven op basis van nominale bedragen, empirisch verklaard, × 100	-0,47	2,13	-1,33	1,09	0,01	-1,90	2,51	-1,79	-1,88
veranderingen voortvloeiend uit:									
teling van fiscale R&D-faciliteiten	0,00	-0,07	0,05	0,25	0,04	0,02	1,46	-0,82	0,01
teling van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	0,22	-0,52	-0,61	-0,45	-0,35	-1,84	-0,02	-1,92	-0,51
teling van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	0,01	-0,16	0,01	0,05	-0,05	-0,10	-0,01	0,05	0,10

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

in tabel 9.6

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
vervolg									
verandering van R&D-kapitaal van researchinstellingen	0,12	-0,07	-0,03	0,04	-0,01	-0,69	-0,68	-0,63	-0,22
verandering van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogere- en lager-gevoelige instellingen) gefinancierd door bedrijven	0,06	0,35	0,47	0,54	0,33	0,11	0,30	0,17	-0,14
verandering van relatieve prijs van R&D	-2,24	-1,13	-0,42	-0,73	-1,17	-0,69	-0,57	-0,64	-0,93
structuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-0,52	-0,24	-0,92	-0,05	-0,48	-0,03	-0,67	-0,21	-0,86
structuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en lowtechsectoren in toegevoegde waarde industrie	0,64	0,77	-0,12	0,87	0,49	0,44	0,24	0,34	-0,33
verandering van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland	0,38	0,20	-0,90	-0,52	-0,17	-0,07	-0,06	0,35	0,22
verandering van openheid economie									
verandering van bescherming van intellectueel eigendom, buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie	1,30	1,42	1,34	0,22	1,16	0,88	1,00	0,92	0,09
verandering van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet; binnenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	0,10	-0,44	-0,14	-1,94	-0,35	-0,06	0,07	-1,13	-0,06
verandering van export ten opzichte van totale afzet; buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van export ten opzichte van totale afzet	1,19	1,86	1,47	2,16	1,52	0,94	0,94	2,05	0,09
verandering van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,07	0,17	-0,04	0,13	0,05	0,19	0,12	0,03	-0,03
verandering van beschikbaarheid bankkrediet	0,27	0,18	0,35	-0,03	0,20	0,13	0,01	-0,20	0,34
verandering van openheid economie	0,37	0,40	0,45	0,88	0,46	0,41	0,57	0,99	0,38
verandering van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,76	0,81	-0,21	-0,15	-0,06	-0,76	0,81	-0,19	-0,15
verandering van conjunctuur	-0,07	0,04	0,08	0,08	-0,00	-0,05	-0,05	-0,04	0,13
verandering Duitsland (via Δ dummy voor West-Duitsland)	0,00	0,00	-0,81	-0,01	-0,38	-	-	-	-
verandering van uitgangssituatie in 1970 (zie tekst)	-0,16	-0,02	-0,00	-0,00	-0,05	0,15	0,05	0,00	0,00

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

Verenigde Staten. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Verenigde Staten in oktober 1990. De schattingen op basis van de uitkomsten van de empirische schattingen in de tabellen 8.2 (schattingsvariant (6)) en 8.5 en de tijdreeksen die in de tabellen 8.2 en 8.5 gebruikt zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

telijke mutatie en de verklaarde mutatie van de private R&D-intensiteit bij de vier landen over het geheel genomen redelijk goed te noemen. Positieve en negatieve verschillen over deelperioden vallen daarmee in belangrijke mate tegen elkaar weg als de totaalperiode in beschouwing wordt genomen.

Voor Nederland geldt echter dat de gedaalde private R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) van ruim 1% per jaar over de periode 1970-2006 voor slechts 62% (= $-0,67/-1,08$) verklaard wordt uit de ontwikkelingen van de verklarende variabelen. In paragraaf 8.4 kwam al een soortgelijk beeld naar voren bij de verklaring van de in de loop der tijd toegenomen private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het totaal van 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek van dit proefschrift zijn opgenomen. Daar is als reële verklaringmogelijkheid genoemd dat dit verband houdt met internationalisering van R&D. De R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederlanden zouden in toenemende achter kunnen zijn gebleven bij sterk gegroeide R&D-uitgaven van Nederlandse bedrijven in het buitenland. Dat effect zou sterker kunnen zijn geweest dan waar rekening mee wordt gehouden via het empirisch geschatte effect van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland. Historisch datamateriaal om dit nader te onderzoeken ontbreekt vooralsnog.

Figuur 9.2 geeft de feitelijke en de empirisch verklaarde mutatie van de private R&D-intensiteit van jaar op jaar weer voor de vier landen. Net als bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei (figuur 9.1) is van jaar op jaar sprake van sterke fluctuaties van de feitelijke mutatie rond de empirisch verklaarde mutatie. Ook hier geldt dat geen sprake is van systematische onder- dan wel overschattingen van de feitelijke mutatie in de verschillende deelperioden. Er is nu wel een sterkere dynamiek te zien, met grote positieve en negatieve uitslagen van de feitelijke mutatie ten opzichte van de empirisch verklaarde mutatie.

Structurele positieve dan wel negatieve bijdragen aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit
Er zijn enkele factoren te benoemen met een structureel positieve ontwikkeling die structureel een positieve dan wel negatieve bijdrage leveren aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven. Dat zijn de relatieve prijs van R&D, de bescherming van intellectueel eigendom en de openheid van de economie.

> Relatieve prijs van R&D

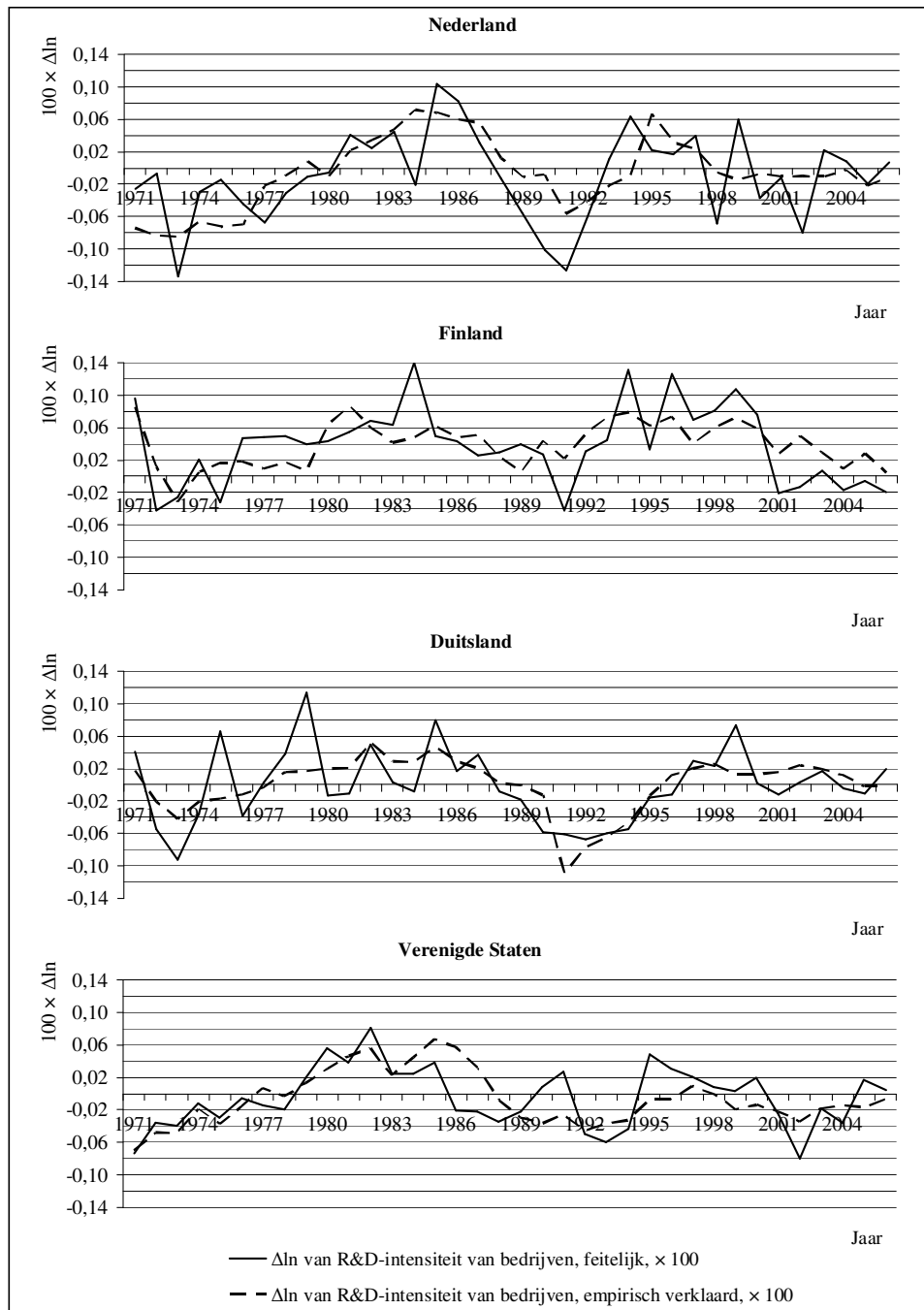
In de decomposities is bij alle vier de landen in alle vier de deelperioden een duidelijke negatieve invloed te zien van de relatieve prijsstijging van R&D (ten opzichte van de prijs van het bruto binnenlands product). In Nederland, Finland en Duitsland is dat effect in de loop der tijd wel sterk afgenomen. Over de gehele periode 1970-2006 bedraagt het negatieve effect in Nederland gemiddeld 1,14%-punt per jaar. In de meest recente periode 2000-2006 is de negatieve bijdrage in Nederland gereduceerd tot gemiddeld 0,47%-punt per jaar.

> Bescherming van intellectueel eigendom

De ontwikkeling van bescherming van intellectueel eigendom heeft sterk positief bijgedragen aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in de vier landen. Voor Nederland bedraagt de bijdrage gemiddeld 1,11%-punt per jaar over de gehele periode 1970-2006. Over de meest recente periode 2000-2006 is deze bijdrage echter beperkt gebleven tot 0,18%-punt

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Figuur 9.2 Feitelijke en empirisch verklaarde ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven bij de decompositieanalyse voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten; 1971-2006, per afzonderlijk jaar



Bron: zie tabellen 9.5 en 9.6.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

per jaar. Ook in de andere landen is de gemiddelde bijdrage over de periode 2000-2006 beperkt in vergelijking met die over de totaalperiode 1970-2006.

Er is een onderscheid gemaakt tussen de bescherming van intellectueel eigendom in het eigen land en die in het (op basis van exportaandelen gewogen) buitenland. Hoewel de bescherming van intellectueel eigendom in het eigen land systematisch is toegenomen in de afzonderlijke landen, is de bijdrage van de ontwikkeling van intellectueel eigendom in het eigen land aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven veelal negatief. Dat heeft als reden dat het aandeel van binnenlandse afzet in de totale afzet is gedaald, waarmee de bescherming van intellectueel eigendom in het eigen land een lager gewicht heeft gekregen binnen het totaaleffect van bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland. Dat wordt gecompenseerd door een toegenomen gewicht van bescherming van intellectueel eigendom in het buitenland (gekoppeld aan een groter aandeel van export in de totale afzet).

> *Openheid van de economie*

Bij alle vier de landen komt ook een structurele positieve invloed van betekenis naar voren van een toename van de openheid van de economie. Over de gehele periode 1970-2006 draagt de bijdrage hiervan aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland gemiddeld 0,39%-punt per jaar. Over de meest recente periode 2000-2006 is deze bijdrage 0,36%-punt per jaar.

Wisselende bijdragen aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven

Naast de hierboven besproken positieve dan wel negatieve bijdragen aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit van factoren met een structureel positieve ontwikkeling, zijn er diverse factoren met afwisselend positieve en negatieve bijdragen, afhankelijk van het land en de deelperiode. Hieronder worden deze besproken.

> *Overheidsfinanciering van private R&D*

In Nederland heeft de invoering (in 1994) en groei van de WBSO geleid tot een impuls van de ontwikkeling van fiscale R&D-faciliteiten aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit van gemiddeld 0,26%-punt per jaar over de periode 1970-2006, met bijdragen van respectievelijk 0,42%-punt en 0,77%-punt per jaar in de perioden 1990-2000 en 2000-2006. Daar staat een negatieve impuls van gemiddeld 0,15%-punt per jaar tegenover van de ontwikkeling van overige overheidsfinanciering van private R&D. Daarmee heeft de ontwikkeling van de overheidsfinanciering van private R&D per saldo een beperkte bijdrage van gemiddeld 0,11%-punt per jaar geleverd aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland over de periode 1970-2006. Over de meest recente periode 2000-2006 is sprake van een positieve bijdrage van gemiddeld 0,40%-punt per jaar.

Uit de berekeningen voor Finland blijkt dat een groei van de overheidsfinanciering van private R&D slechts een bescheiden (directe) bijdrage van 0,16%-punt heeft geleverd aan de sterke stijging van de private R&D-intensiteit in Finland over de periode 1970-2006. Bij de Verenigde Staten is een negatieve bijdrage van de ontwikkeling van de overheidsfinanciering van private R&D van per saldo gemiddeld 0,95%-punt per jaar over de periode 1970-2006 opmerkelijk. Die negatieve bijdrage is gelegen in sterk teruggelopen overige overheidsfinanciering van private R&D (in verhouding tot het bruto binnenlands product) in de Verenigde

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Staten, waarbij met name aan een reductie van R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven kan worden gedacht.²⁵⁷ Ook in Duitsland heeft de ontwikkeling van overheidsfinanciering fors negatief bijgedragen aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit: gemiddeld 0,31%-punt per jaar over de periode 1970-2006.

> *Publiek R&D-kapitaal*

De ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal heeft in alle deelperioden een negatieve bijdrage geleverd aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland. Door een systematische daling van de R&D-intensiteit van researchinstellingen is sprake van een negatieve bijdrage van gemiddeld 0,41%-punt per jaar over de periode 1970-2006. Ook in Duitsland en de Verenigde Staten komen de bijdragen over deze totaalperiode negatief uit, op respectievelijk -0,06%-punt en -0,59%-punt per jaar. In Finland hebben toenames van de R&D-kapitaalintensiteiten van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen een positieve bijdrage aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit geleverd van 0,34%-punt per jaar over de periode 1970-2006.

Bij de negatieve bijdragen in Nederland, Duitsland en de Verenigde Staten speelt een belangrijke rol dat bij de R&D-kapitaalintensiteiten van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen wordt uitgegaan van volumebedragen, waar R&D-intensiteiten op basis van volumebedragen aan ten grondslag liggen. Bij de R&D-uitgaven in de teller van die R&D-intensiteiten wordt rekening gehouden met een sterkere prijsstijging dan bij het bruto binnenlands product in de noemer (zie paragraaf 5.6 voor de consequentie hiervan voor de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit). Dat is consistent met de verklaarde R&D-intensiteit van bedrijven, die eveneens op basis van volumebedragen is berekend.

> *Publiek-private interactie*

Over de gehele periode 1970-2006 heeft een toegenomen publiek-private interactie bij publieke R&D (gemeten aan de hand van het aandeel van private financiering in het opgebouwde R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen) een substantiële positieve bijdrage geleverd aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in de vier landen. Dit geldt over het algemeen ook per deelperiode. Uitzonderingen vormen hier Nederland over de deelperiode 1970-1980 en de Verenigde Staten over de deelperiode 2000-2006. In Nederland is over de gehele periode 1970-2006 een positieve bijdrage van gemiddeld 0,17%-punt per jaar berekend. Over de periode 2000-2006 bedraagt de bijdrage 0,45%-punt per jaar.

> *Sectorstructuur*

Het effect van de ontwikkeling van de sectorstructuur wisselt sterk tussen deelperioden en landen. In Nederland blijkt de ontwikkeling van de sectorstructuur over de gehele periode 1970-2006 een vrij sterke negatieve invloed op de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven te hebben uitgeoefend via een daling van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie. Een toename van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie heeft over de gehele periode 1970-2006 een lichte compensatie geboden. In de meest recente periode 2000-2006 heeft ech-

²⁵⁷ R&D-opdrachten van de overheid hebben een zeer groot aandeel in de relatief hoge overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D in de Verenigde Staten. Die bestaan voor het overgrote deel uit defensieopdrachten (OECD, 1999, blz. 38-39).

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

ter een afname van dat aandeel negatief bijgedragen aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland. Het negatieve effect van de ontwikkeling van de sectorstructuur bedraagt over de gehele periode 1970-2006 per saldo gemiddeld 0,52%-punt per jaar. Over de meest recente periode 2000-2006 komt de negatieve bijdrage zelfs op 1,19%-punt per jaar uit.

In Duitsland is over de gehele periode 1970-2006 een negatief effect van een daling van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie meer dan volledig gecompenseerd door een positief effect van een toename van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie. In de Verenigde Staten is een negatief effect van een daling van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie net als in Nederland gedeeltelijk gecompenseerd door een positief effect van een toename van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie.

Finland heeft per saldo een sterk positieve invloed ondervonden van de ontwikkeling van de sectorstructuur. Een toename van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie heeft daar structureel een sterke positieve invloed gehad op de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven, terwijl over de totale periode 1970-2006 sprake is geweest van een licht negatief effect van een toename van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de economie. Per saldo resulteert een positieve bijdrage aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in Finland van 1,54%-punt gemiddeld per jaar over de periode 1970-2006.

> *Hoogwaardige kennisvoorraad*

In Finland en de Verenigde Staten heeft de ontwikkeling van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland positief bijgedragen aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit over de periode 1970-2006. In Nederland en Duitsland is sprake geweest van een negatieve bijdrage van die factor. In Nederland heeft die factor in alle deelperioden een negatieve uitwerking gehad op de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit, in Duitsland is dat in de twee laatste deelperioden het geval geweest. Voor Nederland is over de gehele periode een negatieve bijdrage van gemiddeld 0,50%-punt per jaar berekend. Over de meest recente deelperiode 2000-2006 bedraagt de negatieve bijdrage 1,00%-punt per jaar. Een vergelijkbare negatieve bijdrage van 1,03%-punt per jaar geldt over de daaraan voorafgaande periode 1990-2000.

> *Nettokapitaalinkomensquote*

De ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote heeft in Nederland en Duitsland afwisselend negatieve en positieve effecten uitgeoefend op de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven. De effecten over de totaalperiode 1970-2006 zijn daarbij tamelijk gering: in Nederland gemiddeld -0,03%-punt per jaar en in Duitsland gemiddeld 0,05%-punt per jaar. In Finland en de Verenigde Staten is in drie van de vier deelperioden sprake geweest van een positieve bijdrage. Gemiddeld over de periode 1970-2006 resulteert dat in Finland in een positief effect van 0,23%-punt per jaar op de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven. In de Verenigde Staten blijft de gemiddelde positieve bijdrage beperkt tot 0,09%-punt per jaar. Binnen deelperioden zijn aanzienlijk grotere effecten te zien dan gemiddeld over de

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

periode 1970-2006. Dan volgt bijvoorbeeld dat de ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote een positieve bijdrage heeft geleverd aan de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland van 0,16%-punt per jaar over de periode 2000-2006, terwijl over de periode 1990-2000 sprake is geweest van een negatieve bijdrage van 0,13%-punt per jaar.

> *Beschikbaarheid van bankkrediet*

In Nederland, Duitsland en Finland heeft een toename van de beschikbaarheid van bankkrediet een substantiële positieve bijdrage geleverd aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit over de periode 1970-2006. In Nederland betreft het een positieve bijdrage die zich in alle deelperioden heeft voorgedaan, in Duitsland en Finland geldt dat voor drie deelperioden. Over de gehele periode 1970-2006 bedraagt de positieve bijdrage gemiddeld 0,65%-punt per jaar in Nederland. Over de meest recente periode 2000-2006 is de positieve bijdrage in Nederland veel lager: 0,20%-punt per jaar

> *R&D-intensiteit van bedrijven wereldwijd*

In alle vier de landen is over de totale periode 1970-2006 sprake geweest van een negatieve invloed van gemiddeld 0,06%-punt per jaar van de ontwikkeling van de (één jaar vertraagde) R&D-intensiteit van bedrijven (op basis van volumebedragen) op het wereldwijde niveau. Een negatieve bijdrage doet zich in drie deelperioden voor, waaronder de perioden 1990-2000 en 2000-2006. De negatieve bijdrage bedroeg over die perioden respectievelijk 0,19%-punt en 0,15%-punt per jaar.

> *Conjunctuur*

De bijdrage van de ontwikkeling van de conjunctuur is over de volledige periode 1970-2006 ongeveer 0 in alle vier de landen, wat voortvloeit uit het feit dat de conjunctuurvariabele per definitie rond de waarde 1 blijft schommelen. Bij de uitkomsten voor deelperioden is wel enig belang van de conjunctuur te zien voor de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven op korte termijn. Zo is voor Nederland een positieve bijdrage van 0,21%-punt per jaar berekend over de periode 2000-2006. Er is hier sprake van een positieve bijdrage van een teruggelopen conjunctuur, omdat de conjunctuur met een negatieve coëfficiënt doorwerkt in de R&D-intensiteit van bedrijven.

Verklarende factoren voor neerwaartse trend bij R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland

Belangrijke verklarende factoren voor de neerwaartse trend bij de R&D-intensiteit van bedrijven (op basis van volumebedragen) in Nederland over de periode 1970-2006 zijn een daling van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie als onderdeel van het sectorstructureffect, een daling van de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen en een verslechtering van de positie van Nederland ten opzichte van het buitenland bij de hoogwaardige kennisvoorraad. Een andere belangrijke factor is de relatieve prijsstijging van R&D. Via een elasticiteit van $-0,94$ in langetermijnevenwichtsvergelijking (9.3) hebben relatieve prijsstijgingen van R&D sterk negatief doorgewerkt in de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen. Voorts is van belang dat de daling van de private R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) in Nederland voor slechts 62% verklaard wordt binnen de decompositie in tabel 9.5. Dat betekent dat er voor 38% nog verklaringen in andere richtingen gezocht kunnen worden, waarbij internationalisering van R&D een belangrijke rol zou kunnen spelen (zoals eerder in deze paragraaf al werd aangegeven).

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Verklarende factoren voor sterke stijging van R&D-intensiteit van bedrijven in Finland

De ontwikkeling van de sectorstructuur en de ontwikkeling van de bescherming van intellectueel eigendom (in binnen- en buitenland) zijn de belangrijkste verklarende factoren voor de sterke stijging van de R&D-intensiteit van bedrijven in Finland over de periode 1970-2006. Ook toenames van de R&D-kapitaalintensiteiten van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen hebben bijgedragen aan de sterke groei van de R&D-intensiteit van bedrijven in Finland, tezamen met positieve invloeden van de ontwikkeling van publiek-private interactie bij publieke R&D, de ontwikkeling van de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, de ontwikkeling van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland, de ontwikkeling van de openheid van de economie, de ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote en de ontwikkeling van de beschikbaarheid van bankkrediet.

Finland onderscheidt zich van de andere drie landen met name bij het sterke positieve effect van de ontwikkeling van de sectorstructuur. Daarnaast soort Finland in vergelijking met de andere drie landen positief bij de invloeden van de ontwikkeling van de hoogwaardigekennispositie ten opzichte van het buitenland, de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteiten, de ontwikkeling van de bescherming van intellectueel eigendom en de ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote. De twee eerstgenoemde factoren kunnen als resultaat worden beschouwd van succesvolle technologieontwikkeling in Finland. Succesvolle technologieontwikkeling heeft de positie van Finland op de wereldmarkt versterkt, wat heeft geleid tot een groter aandeel van (medium-)hightechsectoren in het bruto binnenlands product. Voorts is hierdoor de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland vergroot, wat Finland als vestigingsplaats voor R&D aantrekkelijker heeft gemaakt. Stijgingen van de private R&D-intensiteit als gevolg van deze twee factoren hebben vervolgens de hoogwaardige kennisvoorraad en de Finse positie op de wereldmarkt verder kunnen versterken.

Verklaring van ontwikkeling van R&D-intensiteit in Duitsland en Verenigde Staten

In Duitsland en de Verenigde Staten is de nominale R&D-intensiteit van bedrijven gestegen over de periode 1970-2006, maar heeft een daling plaatsgevonden van de R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen. In Duitsland betreft dat een lichte daling van 0,06% gemiddeld per jaar. Het is van belang om hierbij rekening te houden met de hereniging van Duitsland in 1990. Gecorrigeerd voor het effect van de hereniging van Duitsland is de R&D-intensiteit van bedrijven in Duitsland op basis van volumebedragen met ongeveer 0,30% gestegen. Het betreft hier het saldo van diverse negatieve en positieve invloeden. In de Verenigde Staten kan de daling van de R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen met 0,48% over de periode 1970-2006 ook als saldo worden gezien van diverse positieve en negatieve invloeden. Daarbij kan apart aandacht worden gegeven aan de negatieve invloed van de relatieve prijsstijging van R&D, waarmee de negatieve ontwikkeling van de private R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen in de Verenigde Staten al volledig kan worden verklaard. Andere invloeden wegen globaal gezien tegen elkaar op.

9.4 Doorwerking van determinanten van R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei

9.4.1 Techniek/methodiek

Doorwerking via accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal

In de vorige paragraaf is ingegaan op de verklaring van de R&D-intensiteit van bedrijven. De

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven werkt door in de ontwikkeling van R&D-kapitaal van bedrijven, die binnen de decomposities getoond in paragraaf 9.2 van invloed is op de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteit. In deze paragraaf wordt de doorwerking van de determinanten van de private R&D-intensiteit in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in beeld gebracht. Dat verloopt via een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal. Belangrijk bij de R&D-kapitaalbenadering is dat niet de ontwikkeling van de R&D-intensiteit bepalend is voor de ontwikkeling van R&D-kapitaal, maar de ontwikkeling van de absolute omvang van de R&D-uitgaven. Hiermee wordt rekening gehouden door de doorwerking in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling te analyseren van de determinanten van de private R&D-uitgaven in absolute zin, waarbij naast de determinanten van de private R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) het volume van het bruto binnenlands product wordt onderscheiden als verklarende factor voor de private R&D-uitgaven. Op vergelijkbare wijze wordt de doorwerking van de publieke R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling geanalyseerd. Daarbij wordt een onderscheid gemaakt tussen de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) en de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product als componenten van de ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven.

Gestaffelde aanpassingsprocessen

In bijlage B9.1 wordt besproken hoe de ontwikkelingen van de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal kunnen worden gekoppeld aan de ontwikkelingen van de private en de publieke R&D-intensiteit (op basis van volumebedragen) in combinatie met de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product via een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal. Complicierend daarbij is dat ontwikkelingen van de private en de publieke R&D-uitgaven via gestaffelde aanpassingsprocessen doorwerken in de ontwikkelingen van de private en de publieke voorraad R&D-kapitaal. Dat betekent dat de ontwikkelingen van de private en de publieke voorraad R&D-kapitaal in het lopende jaar sterk afhankelijk zijn van de ontwikkelingen van de private en de publieke R&D-uitgaven in eerdere jaren. Daarmee geldt ook dat de ontwikkelingen van de private en de publieke voorraad R&D-kapitaal in het lopende jaar voor een groot deel vertraagde doorwerkingen zijn van verklarende factoren voor de ontwikkelingen van de private en de publieke R&D-uitgaven in het verleden. Daarom zijn in bijlage B9.2 berekeningen uitgevoerd waarbij de ontwikkelingen van de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal in het lopende jaar verklaard worden uit zowel ontwikkelingen van verklarende factoren voor de private en de publieke R&D-uitgaven in het lopende jaar als uit gecumuleerde doorwerkingen van verklarende factoren voor de private en de publieke R&D-uitgaven in het verleden.

Die berekeningen, uitgevoerd met een dynamisch spreadsheetmodel, bieden een analytische en rekenkundige basis om vervolgens de bijdragen van de ontwikkelingen van de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling te endogeniseren aan de hand van de verklarende factoren voor de ontwikkeling van de private en de publieke R&D-uitgaven. Aangezien de ontwikkelingen van de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal met een jaar vertraging zijn opgenomen bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling (zie vergelijking (9.1)), betreft het hier geheel gecumuleerde invloeden van ontwikkelingen van verklarende factoren voor de private en de publieke R&D-uitgaven in het verleden.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal

Naast de verklarende factoren voor de ontwikkeling van de (private dan wel publieke) R&D-uitgaven is de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar relevant als verklarende factor voor de ontwikkeling van (privaat en publiek) R&D-kapitaal. De ontwikkeling van de afschrijvingsvoet wordt bij de decompositieberekeningen in deze paragraaf als exogeen beschouwd. De bijdrage hiervan aan de ontwikkeling van de arbeidsproductiviteitsgroei wordt als afzonderlijke factor weergegeven in de decompositieberekeningen in deze paragraaf. Aanvullend wordt in bijlage B9.3 getoond hoe de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal als een endogene factor in beschouwing kan worden genomen op het wereldwijde niveau. Die aanvullende analyse wordt uitgevoerd voor de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal. De ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal op het wereldwijde niveau wordt daarbij afhankelijk gemaakt van de ontwikkeling van het volume van de private R&D-uitgaven in verhouding tot de hoeveelheid privaat R&D-kapitaal in het voorgaande jaar (conform de analyse in paragraaf 4.3).

9.4.2 Beschouwing van resultaten

De tabellen 9.7 en 9.8 geven de berekeningen weer die resulteren voor de doorwerking van de determinanten van de private R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. In de tabellen 9.9 en 9.10 volgen de berekeningen voor de doorwerking van de verklarende factoren voor de publieke R&D-uitgaven.

Belangrijke rol voor volumegroei van bruto binnenlands product

Bij de doorwerking van de determinanten van de private R&D-uitgaven zijn de in paragraaf 9.3 getoonde decompositieresultaten voor de verklaring van de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit duidelijk herkenbaar. Daarnaast is echter sprake van een belangrijke rol voor de volumegroei van het bruto binnenlands product. De bijdragen van de volumegroei van het bruto binnenlands product blijkt bij de berekeningen voor Nederland, Duitsland en de Verenigde Staten dominant te zijn ten opzichte van de bijdragen van veranderingen in de private R&D-intensiteit. In Finland heeft zowel de volumegroei van het bruto binnenlands product als een sterke stijging van de private R&D-intensiteit in belangrijke mate bijgedragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei.

Bij de doorwerking van de verklarende factoren voor de publieke R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei komt op vergelijkbare wijze een belangrijke rol naar voren van de volumegroei van het bruto binnenlands product. De bijdrage van de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen is in Nederland, Duitsland en de Verenigde Staten systematisch negatief, wat sterk samenhangt met de structurele relatieve prijsstijging van R&D. De volumegroei van het bruto binnenlands product zorgt ervoor dat per saldo toch een substantiële bijdrage van de groei van publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei volgt in deze landen.

De belangrijke rol die de volumegroei van het bruto binnenlands product heeft bij de doorwerking van de ontwikkeling van de private en publieke R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei heeft een sterk raakvlak met de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995). Daarin wordt de productiviteitsgroei op lange termijn bepaald door de groei van de hoeveel-

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

heid R&D-personeel, die bij een geven omvang van de hoeveelheid R&D-personeel in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking meegroeit met de omvang van de beroepsbevolking. De groei van de hoeveelheid R&D-personeel is tot op zekere hoogte vergelijkbaar met de volumegroei van de R&D-uitgaven, die bij de R&D-kapitaalbenadering bepalend is voor de groei van de voorraad R&D-kapitaal op langere termijn en daarmee voor de aan R&D toe te schrijven productiviteitsgroei op langere termijn.

Forse negatieve bijdrage van stijging afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal in de periode 1970-1980

Bij de decompositie van de bijdrage van de groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei is verder in de deelperioden een rol van betekenis te zien van de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal. Daarbij valt de forse negatieve bijdrage van een stijging van de afschrijvingsvoet in de periode 1980-1990 op. In Nederland bedroeg die negatieve bijdrage 0,12%-punt per jaar in die periode, in de Verenigde Staten zelfs 0,34%-punt per jaar, vanwege de hogere elasticiteit waarmee de groei van binnenlands R&D-kapitaal daar doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsgroei.

De stijging van de afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal in de periode 1980-1990 hangt samen met een versnelling van de groei van de private R&D-uitgaven op het wereldwijde niveau in die periode. In tabel B9.9 in bijlage B9.3 is te zien welke bijdragen afzonderlijke verklarende factoren voor de private R&D-uitgaven daaraan hebben geleverd. Tabel B9.8 in die bijlage geeft weer welke rol de vier hier in beschouwing genomen landen daarbij hebben gespeeld. Daaruit komt een belangrijke rol naar voren van de Verenigde Staten als land met een groot aandeel in de wereldwijde R&D-uitgaven. Uit de berekeningen die voor de andere landen zijn uitgevoerd, blijkt dat daarnaast Japan (eveneens een land met een groot aandeel in de wereldwijde R&D-uitgaven) een belangrijke rol heeft gehad. Dat is ook weergegeven in tabel B9.8 in bijlage B9.3.

Resultaten in samenhang te bezien met effect van buitenlands R&D-kapitaal

In de gepresenteerde berekeningen is alleen de ontwikkeling van binnenlands R&D-kapitaal geëndogeniseerd. Bij de interpretatie van de uitkomsten dient rekening te worden gehouden met de doorwerking van de omvang van een land op de elasticiteiten waarmee binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal doorwerkt in de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Door de gehanteerde interactieterm, die het aandeel van een land in de wereldwijde hoeveelheid R&D-kapitaal representeert, zijn die elasticiteiten in de Verenigde Staten aanzienlijk hoger dan in de drie andere landen. Hierdoor komen de bijdragen van de ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten veel hoger uit dan in Nederland en Duitsland. Ook in vergelijking met Finland zijn de bijdragen in de Verenigde Staten hoger, ondanks de veel sterkere volumegroei van de private en de publieke R&D-uitgaven in Finland.

Tegenover de veel hogere elasticiteiten voor de Verenigde Staten bij de doorwerking van binnenlands R&D-kapitaal staan lagere elasticiteiten bij de doorwerking van buitenlands R&D-kapitaal, aangezien die afhankelijk zijn van de openheid van de economie, bij de empirische schattingen weergegeven met de invoerquote. Het zou mogelijk zijn om ook tabellen te tonen die de doorwerking in de arbeidsproductiviteit in Nederland, Finland, Duitsland en de Vere-

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de bijdrage van de voorraad (binnenlands) privaat R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Nederland en Finland, met kwantificeringen van de doorwerking van de determinanten van de private R&D-uitgaven in de productiviteit, uitgaande van de empirische decompositie van de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal gepresenteerd in tabel B9.4 in bijlage B9.2; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Δln van R&D-kapitaal bedrijven aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100	0,10	0,07	0,13	0,16	0,11	0,54	0,50	0,50	0,57
Bijdrage van Δln van R&D-kapitaal bedrijven aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100:									
via Δln van de R&D-intensiteit van bedrijven (op volumebedragen), voor zover empirisch verklaard:									
ontwikkeling van fiscale R&D-faciliteiten	0,00	0,00	0,01	0,05	0,01	-0,00	-0,00	-0,00	-0,00
ontwikkeling van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	-0,02	0,05	-0,04	-0,03	-0,01	0,00	0,01	0,03	0,00
ontwikkeling van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	-0,00	-0,00	-0,00	0,01	-0,00	0,00	0,00	0,01	0,02
ontwikkeling van R&D-kapitaal van researchinstellingen	-0,02	-0,02	-0,03	-0,04	-0,03	0,00	0,02	0,03	-0,01
ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	-0,00	0,00	0,01	0,03	0,01	0,00	0,01	0,02	0,02
ontwikkeling van relatieve prijs van R&D	-0,08	-0,11	-0,06	-0,04	-0,08	-0,06	-0,08	-0,08	-0,05
structuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-0,03	-0,04	-0,02	-0,05	-0,03	0,00	-0,01	-0,01	0,01
structuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en hightechsectoren in toegevoegde waarde industrie	0,00	0,02	-0,00	0,01	0,01	0,08	0,09	0,12	0,10
ontwikkeling van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland	-0,00	-0,00	-0,04	-0,08	-0,03	-0,00	0,00	0,01	0,03
voorraad: buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie									
ontwikkeling van bescherming van intellectueel eigendom, buitenland;	0,02	0,11	0,10	0,06	0,07	0,03	0,16	0,14	0,08
voorraad: binnenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van binnenlandse afzet ten opzichte van totale economie	-0,02	-0,01	-0,03	-0,05	-0,03	0,01	0,05	-0,01	-0,08

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

in tabel 9.7

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
...Nederland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van export ten opzichte van totale afzet	0,04	0,12	0,14	0,12	0,10	0,02	0,11	0,15	0,16
...ontwikkeling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,02	0,00	0,00	0,00	-0,00	-0,02	0,02	0,02	0,03
...ontwikkeling van beschikbaarheid bankkrediet	0,02	0,04	0,07	0,02	0,04	0,01	0,03	0,02	-0,01
...ontwikkeling van openheid economie	0,01	0,02	0,03	0,04	0,02	0,00	0,02	0,03	0,06
...ontwikkeling van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,04	0,02	0,00	0,00	-0,00	-0,04	0,03	0,00	0,00
...ontwikkeling van conjunctuur	-0,01	0,00	-0,00	-0,00	-0,00	0,00	-0,01	0,01	-0,00
...werking van uitgangssituatie in 1970 (betreft effecten R&D-intensiteit ten opzichte van evenwichtswaarde in 1970 van ontwikkeling van R&D-intensiteit in 1970 ten opzichte van 1969, beide gecorrigeerd voor invloed van de conjunctuur)	-0,08	-0,04	-0,01	-0,00	-0,03	0,06	0,01	0,00	0,00
...van het residu bij de empirische verklaring van $\Delta \ln$ R&D-intensiteit van bedrijven	-0,24	0,04	0,03	-0,01	-0,05	0,07	0,27	0,34	0,33
...van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als complement van $\Delta \ln$ van de R&D-uitgaven van bedrijven (gegeven door de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven)	0,09	-0,02	-0,14	-0,06	-0,03	-0,01	0,06	0,00	-0,04
...van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als complement van $\Delta \ln$ van de R&D-uitgaven van bedrijven (gegeven door de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven)	0,12	0,15	0,22	0,20	0,17	0,14	0,22	0,13	0,24
...van $\Delta \ln$ van: 1- afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal ten opzichte van het voorgaande jaar	0,05	-0,12	0,02	0,03	-0,01	0,04	-0,09	0,03	0,02
...werking van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven uitgangssituatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 ten opzichte van 1969)	0,09	0,02	0,00	0,00	0,03	0,30	0,04	0,01	0,00

Berekeningen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Nederland en Finland en waarvan de uitkomsten van berekeningen gepresenteerd in tabel B9.4 in bijlage B9.2.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de bijdrage van de voorraad (binnenlands) privaat R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Nederland, Duitsland en de Verenigde Staten, met kwantificeringen van de doorwerking van de determinanten van de private R&D-uitgaven op de arbeidsproductiviteit, uitgaande van de empirische decompositie van de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Nederland, gesenteerd in tabel B9.5 in bijlage B9.2; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Δln van R&D-kapitaal bedrijven aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100	0,40	0,25	0,16	0,24	0,27	0,36	0,61	0,69	0,62
Bijdrage van Δln van R&D-kapitaal bedrijven aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100:									
Δln van de R&D-intensiteit van bedrijven (op volumebedragen), voor zover empirisch verklaard:									
toeslag van fiscale R&D-faciliteiten	0,00	-0,01	0,00	0,01	0,00	0,00	0,23	-0,02	-0,06
toeslag van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	0,01	-0,00	-0,08	-0,06	-0,03	-0,26	-0,05	-0,38	-0,33
toeslag van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	0,00	-0,01	-0,02	-0,00	-0,01	-0,01	-0,01	0,01	0,01
toeslag van R&D-kapitaal van researchinstellingen	0,01	0,00	-0,02	-0,00	-0,00	-0,08	-0,15	-0,15	-0,13
toeslag van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	0,00	0,02	0,04	0,05	0,03	0,01	0,05	0,06	0,02
toeslag van relatieve prijs van R&D	-0,12	-0,17	-0,06	-0,06	-0,11	-0,08	-0,13	-0,15	-0,18
structuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-0,03	-0,04	-0,09	-0,04	-0,05	0,01	-0,10	-0,09	-0,11
structuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en hightechsectoren in toegevoegde waarde industrie	0,04	0,07	-0,00	0,04	0,04	0,03	0,11	0,05	0,01
toeslag van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland	0,02	0,03	-0,06	-0,05	-0,01	-0,01	-0,02	0,04	0,07
toeslag van hoogwaardige kennisvoorraad: wereldwijd; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie									
toeslag van bescherming van intellectueel eigendom, wereldwijd	0,03	0,17	0,14	0,09	0,11	0,04	0,28	0,21	0,14
toeslag van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	-0,01	-0,00	0,05	-0,10	-0,01	-0,03	0,11	-0,25	-0,10

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

tabel 9.8

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Nederland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van export ten opzichte van totale afzet	0,04	0,17	0,09	0,20	0,12	0,08	0,17	0,47	0,24
Ontwikkeling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,00	0,00	0,01	0,00	0,00	0,03	0,03	0,02	-0,01
Ontwikkeling van beschikbaarheid bankkrediet	0,01	0,03	0,02	0,02	0,02	0,02	0,01	-0,04	0,02
Ontwikkeling van openheid economie	0,02	0,04	0,02	0,07	0,03	0,04	0,10	0,20	0,18
Ontwikkeling van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,05	0,03	-0,00	0,00	-0,00	-0,11	0,07	0,01	0,01
Ontwikkeling van conjunctuur	-0,00	0,01	-0,01	0,00	-0,00	-0,02	-0,00	0,01	0,00
Ontwikkeling Duitsland (via Δ dummy voor West-Duitsland)	0,00	0,00	-0,13	-0,04	-0,04	-	-	-	-
Ontwikkeling van uitgangssituatie in 1970 (betreft effecten van R&D-intensiteit ten opzichte van evenwichtswaarde in 1969, beide gecorrigeerd voor invloed van de conjunctuur)	-0,01	-0,01	-0,00	-0,00	-0,00	-0,01	0,04	0,01	0,00
Residu van het residu bij de empirische verklaring van $\Delta \ln$ R&D-intensiteit van bedrijven	-0,06	0,17	-0,23	0,04	-0,02	-0,40	0,45	-0,22	-0,32
Verandering van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als complement van de R&D-uitgaven van bedrijven (gegeven door verandering van de R&D-intensiteit van bedrijven)	0,00	-0,00	0,00	-0,02	-0,01	0,04	-0,19	0,11	0,10
Verandering van $\Delta \ln$ van: 1 – afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal het voorgaande jaar	0,16	0,21	0,34	0,18	0,23	0,39	0,67	0,72	0,74
Verandering van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven uitgangssituatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 ten opzichte van 1969)	0,07	-0,16	0,05	0,04	-0,01	0,17	-0,34	0,08	0,08
Verandering van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven uitgangssituatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 ten opzichte van 1969)	0,23	0,03	0,00	-0,00	0,07	0,16	0,03	0,00	0,00

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

Verenigde Staten. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Verenigde Staten in oktober 1990. De schattingen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten. De uitkomst van de berekeningen gepresenteerd in tabel B9.5 in bijlage B9.2.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de bijdrage van de voorraad (binnenlands) publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Nederland en Finland, met kwantificeringen van de doorwerking van de verklarende componenten van de publieke R&D-uitgaven op de arbeidsproductiviteit, uitgaande van de decompositie van de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal gepresenteerd in tabel B9.6 in bijlage B9.2; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Δln van publiek R&D-kapitaal aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100	0,09	0,05	0,13	0,09	0,09	0,21	0,21	0,19	0,19
Bijdrage van Δln van publiek R&D-kapitaal aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100:									
via Δln van de publieke R&D-intensiteit (op basis van bedragen):									
Verandering van nominale R&D-intensiteit	0,01	0,00	0,03	-0,01	0,01	0,06	0,11	0,15	0,10
Verandering van relatieve prijs van R&D	-0,05	-0,05	-0,03	-0,03	-0,04	-0,04	-0,05	-0,05	-0,05
	-0,05	-0,05	-0,00	-0,04	-0,03	0,01	0,06	0,10	0,02
via Δln van het bruto binnenlands product als component van Δln van de publieke R&D-uitgaven (gegeven de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit)	0,07	0,09	0,13	0,13	0,10	0,07	0,13	0,09	0,15
via Δln van: 1 – afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal ten opzichte van het voorgaande jaar	0,02	-0,01	-0,00	-0,01	0,00	0,02	-0,01	-0,00	-0,01
via de verandering van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal ten opzichte van de basissituatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in 1970 ten opzichte van 1969)	0,05	0,01	0,00	0,00	0,02	0,11	0,02	0,01	0,00

De berekeningen zijn gebaseerd op tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Nederland en Finland en waarvan de uitkomsten van berekeningen gepresenteerd in tabel B9.6 in bijlage B9.2.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de bijdrage van de voorraad (binnenlands) publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Duitsland en de Verenigde Staten, met kwantificeringen van de doorwerking van de verklarende componenten van de publieke R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteit, uitgaande van de decompositie van de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal, gepresenteerd in tabel B9.7 in bijlage B9.2; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Δln van publiek R&D-kapitaal aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100	0,23	0,08	0,18	0,09	0,15	0,23	0,24	0,27	0,42
Δln van bijdrage van Δln van publiek R&D-kapitaal aan Δln van arbeidsproductiviteit, × 100:									
Δln van Δln van de publieke R&D-intensiteit (op basis van de veranderingen in de publieke R&D-uitgaven):									
Verandering van nominale R&D-intensiteit	0,05	0,01	0,00	0,01	0,02	-0,21	-0,11	-0,10	0,08
Verandering van relatieve prijs van R&D	-0,08	-0,08	-0,04	-0,05	-0,07	-0,04	-0,08	-0,10	-0,14
Verandering van relatieve prijs van R&D (gecorrigeerd)	-0,04	-0,08	-0,04	-0,03	-0,05	-0,25	-0,19	-0,20	-0,06
Δln van Δln van het bruto binnenlands product als compensatie voor Δln van de publieke R&D-uitgaven (gegeven de ontbrekende veranderingen in de publieke R&D-intensiteit)	0,09	0,14	0,21	0,13	0,14	0,22	0,41	0,47	0,49
Δln van Δln van: 1 – afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal ten opzichte van het voorgaande jaar	0,03	-0,01	0,00	-0,01	0,00	0,07	-0,02	-0,00	-0,02
Verandering van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in de huidige situatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in 1970 ten opzichte van 1969)	0,15	0,04	0,01	0,00	0,05	0,18	0,05	0,01	0,01

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

Verenigde Staten. * Periode 1970-1980 in plaats van 1970-1980 gekozen vanwege hereniging op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging op basis van uitkomsten van berekeningen gepresenteerd in B9.7 in bijlage B9.2.

nigde Staten laten zien van de verklarende factoren voor de (private en de publieke) R&D-uitgaven in de verschillende OECD-landen via de ontwikkeling van (privaat en publiek) buitenslands R&D-kapitaal. Dat wordt hier echter achterwege gelaten vanwege de ruimte die die tabellen in beslag zouden nemen, aanvullend op de al gepresenteerde tabellen.²⁵⁸

9.5 Samenvattend beeld

In dit hoofdstuk heeft een decompositieanalyse plaatsgevonden, waarbij voor Nederland en drie andere landen de bijdragen van verschillende factoren aan de feitelijke arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de periode 1970-2006 zijn gekwantificeerd. Hierbij is zowel met directe invloeden als met indirecte invloeden via de R&D-uitgaven rekening gehouden. De berekeningen zijn uitgevoerd door de gevonden coëfficiënten bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in de hoofdstukken 7 en 8 toe te passen op de feitelijke ontwikkelingen van variabelen over de periode 1970-2006. Hierbij is veel aandacht geschonken aan de koppeling van de ontwikkeling van de R&D-uitgaven aan de ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal zoals die in de vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling voorkomt. Bij de doorwerking van de R&D-uitgaven in de voorraad R&D-kapitaal is een lang gestaffeld aanpassingsproces van toepassing via een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal. Dat houdt in dat veranderingen van verklarende variabelen voor de R&D-uitgaven via een lang dynamisch proces de groei van de voorraad R&D-kapitaal beïnvloeden.

De endogenisering van de ontwikkeling van R&D-kapitaal heeft plaatsgevonden bij de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal in het binnenland. Bij privaat R&D-kapitaal is uitgegaan van de empirische schattingen ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in hoofdstuk 8. Bij die empirische schattingen zijn de determinanten van de private R&D-intensiteit onderzocht. Door daar de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product bij te betrekken, werd in dit hoofdstuk uitgekomen op een verklaring van de ontwikkeling van de absolute omvang van de private R&D-uitgaven. Bij publiek R&D-kapitaal is de publieke R&D-intensiteit als exogeen beschouwd. Bij de ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven als factor achter de ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal is een technisch onderscheid ge-

²⁵⁸ Een complicatie bij de kwantificering van de bijdragen van de verklarende factoren voor de private en de publieke R&D-uitgaven in de afzonderlijke landen aan de ontwikkeling van privaat en publiek buitenslands R&D-kapitaal is dat geen lineaire relatie kan worden gelegd tussen de bijdragen van de verklarende factoren aan de ontwikkeling van privaat en publiek *binnenlands* R&D-kapitaal in de afzonderlijke landen en de ontwikkeling van privaat en publiek *buitenslands* R&D-kapitaal die hier vervolgens uit voortvloeit voor de verschillende landen. Een lineaire koppeling zou gemaakt kunnen worden als bij de berekening van de ontwikkeling van buitenslands R&D-kapitaal een weging (op basis van invoeraandelen) plaatsvindt van de *logaritmische* ontwikkeling van binnenlands R&D-kapitaal in de afzonderlijke landen. Bij de empirische schattingen ten grondslag liggend aan vergelijking (9.1) voor de arbeidsproductiviteitsgroei is uitgegaan van een weging van niet-logaritmisch uitgedrukte indexcijfers ten opzichte van 1969 als referentiejaar (zie verder paragraaf B6.2.3 van bijlage B6.2). Uit een empirische toets blijkt dat de op deze wijze berekende ontwikkeling van buitenslands R&D-kapitaal een iets sterkere bijdrage levert aan de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling dan het alternatief met een logaritmische weging (t -waarde: 3,47 versus 3,08; R^2 : 0,9875 versus 0,9873). Bij een decompositieanalyse kunnen beide berekeningswijzen voor de ontwikkeling van buitenslands R&D-kapitaal met elkaar worden verbonden via regressieanalyse.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

maakt tussen de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit en de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product.

De analyse is uitgevoerd voor Nederland en Finland als relatief kleine landen en voor Duitsland en de Verenigde Staten als grote landen. In alle vier de landen geldt dat de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding en de ontwikkeling van verschillende categorieën R&D-kapitaal (onderscheiden zijn: binnenlands en buitenlands privaat R&D-kapitaal en binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal) belangrijke bijdragen hebben geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei in de volledige periode 1970-2006. Voor Nederland en Finland geldt dat gedurende de gehele periode ook voor de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur. In Duitsland en de Verenigde Staten is de bijdrage daarvan in de jaren negentig en de meest recente periode 2000-2006 beperkt geweest. In alle vier de landen heeft verder de toename van de openheid van de economie een structurele positieve bijdrage van betekenis geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei. Voorts is verkregen dat ‘catching-up’ ten opzichte van de Verenigde Staten als technologische leider een belangrijke structurele (positieve) bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei heeft geleverd in Nederland, Finland en Duitsland.

Voor Nederland zijn als belangrijke positieve bijdragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei over de periode 1970-2006 berekend:

- een bijdrage van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding: gemiddeld 0,54%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van de gemiddelde opleidingsduur: gemiddeld 0,34%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van binnenlands privaat R&D-kapitaal: gemiddeld 0,11%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van binnenlands publiek R&D-kapitaal: gemiddeld 0,09%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van buitenlands privaat R&D-kapitaal, in combinatie met een stijging van de invoerquote als interactieterm: gemiddeld 0,20%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van buitenlands publiek R&D-kapitaal, in combinatie met een stijging van de invoerquote als interactieterm: gemiddeld 0,08%-punt per jaar;
- een bijdrage van ‘catching-up’: gemiddeld 0,62%-punt per jaar;
- een bijdrage van de daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon: gemiddeld 0,40%-punt per jaar.

Tegenover een sterke positieve bijdrage van de daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon staat een forse negatieve bijdrage van de toegenomen arbeidsparticipatie, wat per saldo resulteert in een beperkte positieve bijdrage van deze twee factoren tezamen van gemiddeld 0,15%-punt per jaar over de periode 1970-2006. In de deelperiode 1990-2000 heeft bij die twee effecten een negatieve bijdrage van de toegenomen arbeidsparticipatie sterk overheerst. Die bedroeg toen gemiddeld 0,56%-punt per jaar, tegenover een positieve bijdrage van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon van 0,07%-punt per jaar in die periode.

Sterke dalingen van de private en de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen hebben in Nederland een neerwaartse invloed gehad op de bijdragen van de ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland. Belangrijke

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

verklarende factoren voor de sterke daling van de private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen in Nederland zijn een daling van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie als onderdeel van het sectorstructureffect, een daling van de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen en een verslechtering van de positie van Nederland ten opzichte van het buitenland bij de hoogwaardige kennisvoorraad (te beschouwen als R&D-vestigingsplaatsfactor). Ook is een negatief effect van de relatieve prijsstijging van R&D duidelijk belang geweest. Via een elasticiteit van $-0,94$ werkt die sterk negatief door in de R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen. Verder geldt dat de gedaalde private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen in Nederland van ruim 1% per jaar over de periode 1970-2006 voor slechts 62% verklaard wordt uit de ontwikkelingen van de verklarende variabelen. Het onverklaarde deel van die daling zou een steeds verder toegenomen kloof weer kunnen geven tussen de hoeveelheid R&D die Nederlandse bedrijven in het buitenland verrichten en de hoeveelheid R&D die buitenlandse bedrijven in Nederland uitvoeren. Mogelijk is hier nog slechts deels rekening mee gehouden via het geschatte effect van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland. Historisch datamateriaal over R&D-internationaliseringsstromen is nodig om hier nader inzicht in te verkrijgen.

In Finland is sprake geweest van sterke stijgingen van de private en de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen, wat tot hoge bijdragen van de ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Finland heeft geleid. Bij de verklarende factoren voor de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit onderscheidt Finland zich van de andere drie landen met name bij een sterk positief effect van de ontwikkeling van de sectorstructuur. Daarnaast scoort Finland in vergelijking met de andere drie landen positief bij de invloeden van de ontwikkeling van de hoogwaardigekennispositie ten opzichte van het buitenland, de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteiten, de ontwikkeling van de bescherming van intellectueel eigendom en de ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote.

De twee eerstgenoemde factoren kunnen als resultaat worden beschouwd van succesvolle technologieontwikkeling in Finland. Succesvolle technologieontwikkeling heeft de positie van Finland op de wereldmarkt versterkt, wat heeft geleid tot een groter aandeel van (medium-)hightechsectoren in het bruto binnenlands product. Voorts is hierdoor de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland vergroot, wat Finland als vestigingsplaats voor R&D aantrekkelijker heeft gemaakt. Stijgingen van de private R&D-intensiteit als gevolg van deze twee factoren hebben vervolgens de hoogwaardige kennisvoorraad en de Finse positie op de wereldmarkt verder kunnen versterken.

Naast de ontwikkeling van de private en de publieke R&D-intensiteit is de volumegroei van het bruto binnenlands product belangrijk voor de volumeontwikkeling van de private en publieke R&D-uitgaven in absolute zin. Bij de uiteindelijke doorwerking van de verklarende factoren voor de R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei via de voorraad R&D-kapitaal blijkt de volumegroei van het bruto binnenlands product een grote rol te hebben in de decompositieanalyse. Dat heeft een sterk raakvlak met de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995), waarin de productiviteitsgroei op lange termijn wordt bepaald door de groei van de hoeveelheid R&D-personeel. De groei van de hoeveelheid R&D-personeel is tot op zekere hoogte vergelijkbaar met de volumegroei van de R&D-uitgaven, die bij de R&D-kapitaalbenadering bepalend is voor de aan R&D toe te schrijven productiviteitsgroei op langere termijn.

Bijlagen bij hoofdstuk 9

Bijlage B9.1 Ontwikkeling van de R&D-kapitaal gekoppeld aan de ontwikkeling van de R&D-uitgaven (bijlage bij paragraaf 9.4)

In deze bijlage wordt besproken hoe de ontwikkeling van de R&D-kapitaal kan worden gekoppeld aan de ontwikkeling van de R&D-uitgaven via een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal. Daarbij wordt zowel private als publieke R&D in beschouwing genomen. Aangezien voor de ontwikkeling van R&D-kapitaal de (volume)ontwikkeling van R&D-uitgaven in absolute zin relevant is, dient naast de ontwikkeling van de R&D-intensiteit rekening te worden gehouden met de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product.

De volumegroei van het bruto binnenlands product geeft de groei van de economie weer. In de empirische analyse van hoofdstuk 8 werd geen significant effect gevonden van de omvang van de economie op de R&D-intensiteit van bedrijven. Daarom komt de ontwikkeling van de omvang van de economie niet als verklarende factor voor bij de decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in paragraaf 9.3. De ontwikkeling van de omvang van de economie speelt nu rechtstreeks een rol als verklarende factor voor de volumegroei van de R&D-uitgaven van bedrijven en wel met een elasticiteit van 1,0. In tabel B9.1 is dat in beeld gebracht voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten.

De volumegroei van het bruto binnenlands product komt in tabel B9.1 als een belangrijke component naar voren van de volumegroei van de R&D-uitgaven van bedrijven. In Nederland en de Verenigde Staten is de R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen in de loop der tijd aanzienlijk gedaald. De volumegroei van het bruto binnenlands product zorgt er echter voor dat het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven toch sterk gegroeid is in deze landen. In Finland heeft zowel een sterke groei van de R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen als een sterke groei van het volume van het bruto binnenlands product een belangrijke bijdrage geleverd aan de groei van het volume van de R&D-uitgaven.

Voor de publieke R&D-intensiteit geldt dat deze in zeer sterke mate afhankelijk is van overheidsfinanciering. Dat was reden om hier geen aparte empirische analyse voor uit te voeren. Er kan echter wel een belangrijke rol worden gezien voor de ontwikkeling van het bruto binnenlands product als determinant van de ontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven. Een hogere economische groei maakt het voor de overheid mogelijk om de overheidsfinanciering van publieke R&D-uitgaven (in reële zin) te laten groeien zonder dat die hogere publieke financiering leidt tot hogere overheidsuitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product. Om het volume van de publieke R&D-uitgaven even sterk te laten groeien als het volume van het bruto binnenlands product zou echter structurele groei van de overheidsfinanciering in verhouding tot het bruto binnenlands product nodig zijn vanwege de relatieve prijsstijging van R&D ten opzichte van de prijs van het bruto binnenlands product. Daarom kan ook de relatieve prijsontwikkeling van de R&D-uitgaven worden beschouwd als een verklarende factor voor de ontwikkeling van het volume van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product. Daar zal rekening mee worden gehouden bij de kwantificering van de doorwerking van de determinanten van de publieke R&D-uitgaven in

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Ontwikkeling van het volume van de private en de publieke R&D-uitgaven in Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten als resultante van de ontwikkeling van de private en de publieke R&D-intensiteit en de ontwikkeling van het volume van het binnenlands product; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebe-feitelijk, × 100	-3,70	1,35	-0,81	-1,23	-1,08	2,44	5,39	6,57	-1,11
volume bruto binnenlands product, feitelijk, × 100	2,97	2,31	3,12	1,65	2,61	3,46	3,02	1,98	2,88
volume R&D-uitgaven van bedrijven, feitelijk, × 100	-0,73	3,66	2,31	0,41	1,52	5,89	8,41	8,55	1,77
R&D-intensiteit van hogeronderwijsinstellingen en re-stellingen op basis van volumebedragen, feitelijk, × 100	-1,96	0,85	-1,71	-0,39	-0,85	0,44	1,63	2,80	-1,44
volume bruto binnenlands product, feitelijk, × 100	2,97	2,31	3,12	1,65	2,61	3,46	3,02	1,98	2,88
volume R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen archinstellingen, feitelijk, × 100	1,01	3,16	1,41	1,25	1,76	3,90	4,65	4,78	1,33
	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebe-feitelijk, × 100	0,26	0,82	-0,91	0,19	-0,06	-1,55	1,17	0,04	-2,33
volume bruto binnenlands product, feitelijk, × 100	2,84	2,32	1,73	0,95	2,39	3,14	3,21	3,22	2,33
volume R&D-uitgaven van bedrijven, feitelijk, × 100	3,11	3,14	0,82	1,14	2,33	1,59	4,37	3,26	0,00
R&D-intensiteit van hogeronderwijsinstellingen en re-stellingen op basis van volumebedragen, feitelijk, × 100	-1,86	-0,48	-1,43	0,52	-0,73	-3,31	0,07	-2,08	1,33
volume bruto binnenlands product, feitelijk, × 100	2,84	2,32	1,73	0,95	2,39	3,14	3,21	3,22	2,33
volume R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen archinstellingen, feitelijk, × 100	0,98	1,84	0,30	1,47	1,66	-0,17	3,27	1,14	3,77

land. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

eningen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Nederland, Finland, Du-le Staten.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

de voorraad publiek R&D-kapitaal in bijlage B9.2. Nu beperken we ons nog tot een onderscheid tussen de groei van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product en de volumegroei van het bruto binnenlands product als componenten van de volumegroei van de publieke R&D-uitgaven.

In tabel B9.1 is te zien dat het volume van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product in Nederland, de Verenigde Staten en Duitsland vrij sterk is gedaald in de loop der jaren. In absolute zin heeft echter een forse groei van het volume van de publieke R&D-uitgaven plaatsgevonden, wat samenhangt met de volumegroei van het bruto binnenlands product. In Finland is het volume van de publieke R&D-uitgaven ook in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product duidelijk gestegen. Die stijging is evenwel minder sterk dan bij de private R&D-uitgaven het geval is geweest.

Vervolgens is het de vraag hoe de groei van de voorraad R&D-kapitaal afhankelijk gemaakt kan worden van de groei van de R&D-uitgaven. Hiervoor starten we met een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal in niveaus, weergegeven als relatie (4.1) in paragraaf 4.2:

$$(B9.1) \quad RDK_t = RD_t + (1 - \delta)RDK_{t-1}$$

Hierin is de voorraad R&D-kapitaal (RDK) afhankelijk van het volume van de R&D-uitgaven (RD) en de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar, gecorrigeerd voor afschrijvingen in verband met veroudering van kennis. De afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar (δ) kan vervolgens variabel worden gemaakt door het hier het subscript t aan toe te voegen:

$$(B9.2) \quad RDK_t = RD_t + (1 - \delta_t)RDK_{t-1}$$

Op deze wijze kan er rekening mee worden gehouden dat de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar op het wereldwijde niveau afhankelijk is van de hoeveelheid R&D-uitgaven (als maatstaf voor nieuw ontwikkelde kennis) in verhouding tot de hoeveelheid R&D-kapitaal in het voorgaande jaar (als maatstaf voor de voorraad al bestaande kennis). In paragraaf 4.3 heeft een uitgebreide analyse op dat terrein plaatsgevonden.

Vergelijking (B9.2) kan als volgt worden herschreven in groeivoeten:

$$(B9.3) \quad \frac{\Delta RDK_t}{RDK_{t-1}} = \frac{RD_{t-1}}{RDK_{t-1}} \frac{\Delta RD_t}{RD_{t-1}} + \frac{(1 - \delta_{t-1})RDK_{t-2}}{RDK_{t-1}} \frac{\Delta((1 - \delta_t)RDK_{t-1})}{(1 - \delta_{t-1})RDK_{t-2}}$$

Door de groeivoeten vervolgens te benaderen aan de hand van delta's van natuurlijke logaritmen, wordt een directe aansluiting verkregen met de delta's van de natuurlijke logaritmen van de R&D-uitgaven getoond in tabel B9.1. Op die wijze ontstaat er in een later stadium ook de mogelijkheid om de groei van de R&D-uitgaven van bedrijven direct lineair in relatie te brengen tot mutaties van de in paragraaf 9.3 van de hoofdstuk onderscheiden determinanten van de R&D-intensiteit van bedrijven (op basis van langetermijnevenwichtsvergelijking (9.3) in combinatie met vergelijking (9.4) als dynamische specificatie). Vergelijking (B9.1) wordt zeer sterk benaderd door een vergelijking uitgedrukt in delta's van natuurlijke logaritmen als

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

daarbij gebruik wordt gemaakt van Törnqvistgewichten voor de weging van de twee componenten aan de rechterkant van de vergelijking. Die Törnqvistgewichten geven ongewogen gemiddelden weer van de één jaar vertraagde en de onvertraagde aandelen van (in dit geval) RD_t en $(1-\delta_t)RDK_{t-1}$ in RDK_t (zie paragraaf 2.2.6 voor de toepassing van de Törnqvistmethodiek in het kader van groeiboekhoudingsanalyse). Als vergelijking resulteert dan:

$$(B9.4) \quad \Delta \ln(RDK_t) = \frac{\frac{RD_{t-1}}{RDK_{t-1}} + \frac{RD_t}{RDK_t}}{2} \Delta \ln(RD_t) \\ + \frac{\frac{(1-\delta_{t-1})RDK_{t-2}}{RDK_{t-1}} + \frac{(1-\delta_t)RDK_{t-1}}{RDK_t}}{2} \Delta \ln((1-\delta_t)RDK_{t-1})$$

Deze vergelijking kan als laatste stap licht worden herschreven tot een relatie waarin het effect van een verandering van de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar afzonderlijk tot uitdrukking wordt gebracht:

$$(B9.5) \quad \Delta \ln(RDK_t) = \frac{\frac{RD_{t-1}}{RDK_{t-1}} + \frac{RD_t}{RDK_t}}{2} \Delta \ln(RD_t) \\ + \frac{\frac{(1-\delta_{t-1})RDK_{t-2}}{RDK_{t-1}} + \frac{(1-\delta_t)RDK_{t-1}}{RDK_t}}{2} \Delta \ln(RDK_{t-1}) \\ + \frac{\frac{(1-\delta_{t-1})RDK_{t-2}}{RDK_{t-1}} + \frac{(1-\delta_t)RDK_{t-1}}{RDK_t}}{2} \Delta \ln(1-\delta_t)$$

In de tabellen B9.2 en B9.3 zijn de groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal en de groei van de voorraad publiek R&D-kapitaal uitgesplitst in de bijdragen van de drie componenten die aan de rechterkant van vergelijking (B9.5) voorkomen. Een beperking bij deze berekeningen is dat de groei van de voorraad R&D-kapitaal hier voor een zeer groot deel in verband wordt gebracht met de groei van de één jaar vertraagde voorraad R&D-kapitaal. De groei van de R&D-uitgaven in het lopende jaar heeft slechts een beperkte invloed op de groei van de voorraad R&D-kapitaal in het lopende jaar. Voor een groot deel werkt de groei van de R&D-uitgaven vertraagd door in de groei van de voorraad R&D-kapitaal in volgende jaren. Dat betreft een gestaffelde doorwerking op langere termijn die loopt via de invloed van de één jaar vertraagde groei van de voorraad R&D-kapitaal in vergelijking (B9.5). De groei van ‘1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar’ werkt op dezelfde wijze gestaffeld door in de groei van de voorraad R&D-kapitaal via de één jaar vertraagde waarde van de voorraad R&D-kapitaal. In omgekeerde richting kan ook geanalyseerd worden hoe de groei-voet van de voorraad R&D-kapitaal in het lopende jaar bepaald wordt door gecumuleerde groei-voeten van de R&D-uitgaven en van ‘1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar’ in het verleden en het lopende jaar. Die analyse kan worden uitgevoerd voor de opeenvolgende jaren van de periode 1971-2006, waarna vervolgens gemiddelden

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal in Nederland en Finland, uitgesplitst naar bijdragen van componenten, 2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Privaat R&D-kapitaal bedrijven, feitelijk, × 100	1,07	1,12	1,94	1,97	1,48	7,55	7,01	7,49	6,35
hieraan van:									
volume R&D-uitgaven bedrijven	-0,11	0,68	0,45	0,07	0,29	1,26	1,96	2,05	0,36
Δln van R&D-intensiteit bedrijven op basis van volumebedragen, empirisch verklaard	-0,78	0,62	-0,12	-0,20	-0,11	0,43	1,10	1,37	0,67
Δln van R&D-intensiteit bedrijven op basis van volumebedragen, residu bij empirische verklaring	0,18	-0,41	-0,03	-0,04	-0,08	0,08	0,15	0,17	-0,94
Δln van volume bruto binnenlands product, feitelijk	0,48	0,46	0,60	0,30	0,48	0,75	0,71	0,51	0,63
1- afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal bedrijven in voorgaande jaar	0,05	-0,35	0,10	0,23	-0,02	0,05	-0,32	0,10	0,21
vertraagde Δln van R&D-kapitaal bedrijven	1,13	0,79	1,39	1,68	1,20	6,25	5,37	5,34	5,77
Publiek R&D-kapitaal (betreft R&D-kapitaal van hogescholen en researchinstellingen), feitelijk, × 100	1,84	1,14	2,55	1,65	1,81	4,73	4,39	4,27	3,35
hieraan van:									
volume publieke R&D-uitgaven	0,13	0,43	0,20	0,17	0,24	0,61	0,73	0,75	0,21
Δln van publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen, feitelijk	-0,26	0,13	-0,24	-0,05	-0,11	0,07	0,25	0,45	-0,22
Δln van volume bruto binnenlands product, feitelijk	0,39	0,30	0,44	0,22	0,35	0,54	0,48	0,30	0,43
1- afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal in voorgaande jaar	0,11	-0,15	0,07	-0,05	0,00	0,11	-0,14	0,07	-0,05
vertraagde Δln van publiek R&D-kapitaal	1,60	0,87	2,28	1,53	1,57	4,02	3,81	3,44	3,19

De schattingen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Nederland en Finland, zijn gebaseerd op de vergelijking (B9.5).

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal in Duitsland en de Verenigde Staten, uitgesplitst naar bijdragen van componenten; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Privaat R&D-kapitaal bedrijven, feitelijk, × 100	3,76	2,18	1,53	2,40	2,52	1,59	2,57	3,06	2,19
hieraan van:									
volume R&D-uitgaven bedrijven	0,56	0,62	0,14	0,21	0,44	0,26	0,85	0,65	-0,01
Δln van R&D-intensiteit bedrijven op basis van volumebedragen, empirisch verklaard	-0,07	0,39	-0,26	0,24	0,00	-0,32	0,51	-0,34	-0,35
Δln van R&D-intensiteit bedrijven op basis van volumebedragen, residu bij empirische verklaring	0,12	-0,24	0,09	-0,20	-0,02	0,08	-0,31	0,35	-0,10
Δln van volume bruto binnenlands product, feitelijk	0,52	0,47	0,32	0,18	0,46	0,51	0,65	0,64	0,44
1- afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal bedrijven in gaande jaar	0,05	-0,34	0,06	0,23	-0,02	0,06	-0,34	0,09	0,23
vertraagde Δln van R&D-kapitaal bedrijven	3,14	1,90	1,32	1,96	2,10	1,27	2,06	2,32	1,97
Publiek R&D-kapitaal (betreft R&D-kapitaal van hogere instellingen en researchinstellingen), feitelijk, × 100	3,12	1,09	2,39	1,33	2,10	1,34	1,61	1,70	2,71
hieraan van:									
volume publieke R&D-uitgaven	0,16	0,24	0,04	0,19	0,23	-0,02	0,43	0,15	0,52
Δln van publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen, feitelijk	-0,25	-0,06	-0,20	0,07	-0,10	-0,42	0,00	-0,28	0,18
Δln van volume bruto binnenlands product, feitelijk	0,41	0,30	0,24	0,12	0,33	0,40	0,43	0,43	0,34
1- afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal in gaande jaar	0,11	-0,15	0,08	-0,05	0,00	0,11	-0,15	0,08	-0,05
vertraagde Δln van publiek R&D-kapitaal	2,85	1,00	2,27	1,19	1,86	1,25	1,33	1,47	2,24

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

Verenigde Staten. * Periode 1970-1980 in plaats van 1970-1980 gekozen vanwege hereniging op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging op basis van vergelijking (B9.5).

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

kunnen worden bepaald voor de onderscheiden subperioden. Aangezien daarbij gewerkt wordt met groeivoeten van de R&D-uitgaven en van '1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar' vanaf 1971, dient tevens nog rekening te worden gehouden met een gestaffelde doorwerking van de groei van de voorraad R&D-kapitaal in 1970 (dat wil zeggen: de één jaar vertraagde groei van de voorraad R&D-kapitaal in het beginjaar 1971).

Het analyseren van de doorwerking van de groei van de R&D-uitgaven in de groei van de voorraad R&D-kapitaal is vooral nuttig indien daar verklarende factoren voor de ontwikkeling van de R&D-uitgaven aan worden gekoppeld. Dan kan namelijk de invloed van die verklarende factoren op de groei van de voorraad R&D-kapitaal zichtbaar worden gemaakt en daarmee indirect ook de invloed van die verklarende factoren op de groei van de arbeidsproductiviteit. In bijlage B9.2 zal de analyse in die richting worden vervolgd.

Bijlage B9.2 Doorwerking van determinanten van R&D-uitgaven in de voorraad R&D-kapitaal (bijlage bij paragraaf 9.4)

In de tabellen B9.4 en B9.5 wordt getoond hoe de ontwikkeling van determinanten van de private R&D-uitgaven volgens de empirische analyse uit hoofdstuk 8 hebben doorgewerkt in de groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal in de onderscheiden subperioden 1970-1980, 1980-1990, 1990-2000 en 2000-2006 en over de volledige periode 1970-2006. De berekeningen hebben plaatsgevonden in een spreadsheet, waarbij van jaar op jaar de aanpassingsprocessen via de accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal zijn gemodelleerd. Zoals in bijlage B9.1 en verder in paragraaf 9.4 is toegelicht, wordt bij de bepaling van de bijdragen van de verklarende factoren aan de groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal in het lopende jaar uitgegaan van gecumuleerde doorwerkingen van ontwikkelingen van verklarende variabelen in het verleden en het lopende jaar.

Interessant is dat in Nederland, Duitsland en de Verenigde Staten de volumegroei van het bruto binnenlands product als veruit de belangrijkste factor naar voren komt. De totaaleffecten van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven in deze landen zijn beperkt vergeleken met de effecten die uit de volumegroei van het bruto binnenlands product volgen via de (technische) doorwerking in de groei van het volume van de R&D-uitgaven via een elasticiteit van 1,0. In de berekeningen voor Finland is ook sprake van een sterke rol van de volumegroei van het bruto binnenlands product, maar de sterk gestegen R&D-intensiteit heeft een sterker effect gehad op de groei van de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven in Finland.

Binnen de effecten van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven zijn de effecten van de determinanten in lijn met hetgeen eerder zichtbaar was bij de verklarende factoren voor de private R&D-intensiteit van bedrijven in paragraaf 9.3 van de hoofdtekst. Zo is in alle vier de landen sprake geweest van een forse negatieve bijdrage van de relatieve prijsstijging van R&D op de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal. De relatieve prijsstijging van R&D kan echter in relatie worden gezien tot de volumegroei van het bruto binnenlands product. De volumegroei van het bruto binnenlands product bestaat voor een belangrijk deel uit arbeidsproductiviteitsgroei, die positief doorwerkt in de reële loonvoet van werkenden en daarmee in de relatieve prijs van R&D (via reële loonkostenstijgingen voor R&D-personeel). Het is daarom van belang om het negatieve effect van de relatieve prijsstijging van

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Nederland en Finland, met kwantificeringen van de doorwerking van de determinanten van de private R&D-uitgaven in de voorraad privaat R&D-kapitaal, uitgaande van de decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven gepresenteerd in tabel 9.5 van de hoofdstekst; 1970-2006 jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
R&D-kapitaal bedrijven, feitelijk, × 100	1,07	1,12	1,94	1,97	1,48	7,55	7,01	7,49	6,35
Verandering van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven, × 100:									
Verandering via $\Delta \ln$ van de R&D-intensiteit van bedrijven (op volumebedragen), voor zover empirisch verklaard:									
Verandering van fiscale R&D-faciliteiten	0,02	0,02	0,19	0,75	0,19	-0,01	-0,06	0,01	-0,01
Verandering van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	-0,29	0,68	-0,64	-0,43	-0,14	0,07	0,14	0,37	0,03
Verandering van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	-0,03	-0,03	0,00	0,13	0,01	0,05	0,05	0,23	0,31
Verandering van R&D-kapitaal van researchinstellingen	-0,32	-0,32	-0,43	-0,50	-0,38	0,09	0,28	0,36	-0,16
Verandering van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	-0,01	0,02	0,18	0,42	0,12	0,02	0,19	0,24	0,21
Verandering van relatieve prijs van R&D	-1,36	-1,35	-0,70	-0,50	-1,03	-1,09	-1,10	-1,08	-0,73
Structuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-0,51	-0,48	-0,35	-0,69	-0,49	0,04	-0,25	-0,07	-0,07
Structuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en hightechsectoren in toegevoegde waarde industrie	0,00	0,41	-0,05	-0,02	0,10	1,20	1,43	1,87	1,81
Verandering van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland	-0,03	-0,07	-0,67	-1,04	-0,39	-0,02	0,03	0,10	0,57
Buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie									
Verandering van bescherming van intellectueel eigendom, buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	0,38	1,46	1,33	0,67	0,99	0,79	2,08	2,01	0,82
Binnenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	-0,31	-0,18	-0,50	-0,74	-0,40	0,24	0,68	-0,35	-0,99
Buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van export ten opzichte van totale afzet	0,69	1,64	1,84	1,41	1,39	0,55	1,40	2,36	1,81

*Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de
ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen*

in tabel B9.4

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Verandering van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,30	0,09	-0,01	0,04	-0,06	-0,25	0,24	0,32	0,61
Verandering van beschikbaarheid bankkrediet	0,40	0,54	1,00	0,22	0,57	0,11	0,54	0,02	0,07
Verandering van openheid economie	0,20	0,23	0,49	0,50	0,34	0,07	0,20	0,57	0,74
Verandering van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,54	0,35	-0,03	0,00	-0,06	-0,63	0,49	-0,05	0,01
Verandering van conjunctuur	-0,08	0,03	-0,05	0,03	-0,02	0,01	-0,19	0,13	-0,01
Verandering van uitgangssituatie in 1970 (betreft effecten van R&D-intensiteit ten opzichte van evenwichtswaarde in 1970 van ontwikkeling van R&D-intensiteit in 1970 ten opzichte van 1969)	-1,11	-0,39	-0,05	-0,01	-0,43	0,82	0,04	0,00	-0,00
Residu van het residu bij de empirische verklaring van $\Delta \ln$ R&D-intensiteit van bedrijven	-3,58	1,20	0,22	-0,43	-0,67	1,29	4,14	5,05	4,19
Verandering van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als component van de R&D-uitgaven van bedrijven (gegeven verandering van de R&D-intensiteit van bedrijven)	1,17	-0,70	-1,64	-0,64	-0,43	0,02	0,77	0,18	-1,47
Verandering van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als component van de R&D-uitgaven van bedrijven (gegeven verandering van de R&D-intensiteit van bedrijven)	1,90	2,08	2,94	2,48	2,33	2,37	3,13	1,80	3,11
Verandering van $\Delta \ln$ van: 1 – afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar	0,63	-1,62	0,39	0,55	-0,07	0,48	-1,35	0,43	0,52
Verandering van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 (betreft effect van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 ten opzichte van 1969)	0,95	0,17	0,02	0,00	0,32	3,39	0,32	0,02	0,00

Berekeningen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Nederland en Finland en de uitkomsten van berekeningen gepresenteerd in tabel 9.5 van de hoofdstuk, volgens de methodiek die beschreven is in de tekst.

*Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de
ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen*

Decompositie van de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Duitsland en de Verenigde Staten, met kwantificatie van de doorwerking van de determinanten van de private R&D-uitgaven in de voorraad privaat R&D-kapitaal, uitgaande van de empirische decompositie van de ontwikkeling van de R&D-intensiteit van bedrijven gepresenteerd in tabel 9.6 van de hoofdstukrapportage 2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
R&D-kapitaal bedrijven, feitelijk, × 100	3,76	2,18	1,53	2,40	2,52	1,59	2,57	3,06	2,19
Verandering van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven, × 100:									
Verandering van $\Delta \ln$ van de R&D-intensiteit van bedrijven (op volumebedragen), voor zover empirisch verklaard:									
Verandering van fiscale R&D-faciliteiten	0,02	-0,07	0,05	0,12	0,02	0,01	1,07	-0,28	-0,20
Verandering van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	0,13	-0,14	-0,72	-0,52	-0,29	-1,23	-0,15	-1,68	-1,17
Verandering van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinst.	0,04	-0,10	-0,12	0,01	-0,05	-0,06	-0,04	0,04	0,06
Verandering van R&D-kapitaal van researchinstellingen	0,09	0,01	-0,15	-0,01	-0,02	-0,39	-0,63	-0,63	-0,45
Verandering van publiek R&D-kapitaal (in casu van hoger- ojsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	0,04	0,22	0,43	0,50	0,27	0,06	0,22	0,23	0,03
Verandering van relatieve prijs van R&D	-1,35	-1,52	-0,58	-0,66	-1,07	-0,40	-0,56	-0,62	-0,78
Structuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	-0,35	-0,32	-0,89	-0,30	-0,47	0,02	-0,49	-0,33	-0,54
Structuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en hightechsectoren in toegevoegde waarde industrie	0,43	0,71	-0,07	0,55	0,40	0,17	0,41	0,22	-0,04
Verandering van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland buitenland; via interactieterm in combinatie met ont- wikkeling van openheid economie	0,21	0,29	-0,64	-0,51	-0,11	-0,03	-0,08	0,20	0,20
Verandering van bescherming van intellectueel eigendom, binnenland; via interactieterm in combinatie met ont- wikkeling van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	0,50	1,59	1,35	0,77	1,08	0,31	1,14	0,89	0,44
Verandering van binnenlandse afzet ten opzichte van totale afzet	-0,08	-0,10	0,40	-1,23	-0,14	-0,12	0,37	-1,09	-0,29
Verandering van export ten opzichte van totale afzet	0,57	1,69	0,95	2,00	1,22	0,43	0,77	1,98	0,73

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

in tabel B9.5

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Verandering van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	-0,02	0,04	0,10	0,04	0,05	0,13	0,13	0,08	-0,06
Verandering van beschikbaarheid bankkrediet	0,16	0,24	0,20	0,18	0,19	0,09	0,04	-0,18	0,16
Verandering van openheid economie	0,22	0,35	0,23	0,74	0,34	0,22	0,45	0,87	0,64
Verandering van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	-0,56	0,42	-0,08	-0,01	-0,05	-0,53	0,43	-0,03	0,00
Verandering van conjunctuur	-0,03	0,07	-0,02	0,02	-0,00	-0,07	-0,03	0,02	0,04
Verandering Duitsland (via Δ dummy voor West-Duitsland)	0,00	0,00	-1,23	-0,31	-0,39	-	-	-	-
Verandering van uitgangssituatie in 1970 (betreft effecten R&D-intensiteit ten opzichte van evenwichtswaarde in 1970 van ontwikkeling van R&D-intensiteit in 1970 ten opzichte van 1969)	-0,08	-0,07	-0,01	-0,00	-0,05	0,00	0,13	0,02	0,00
Residu van het residu bij de empirische verklaring van $\Delta \ln$ R&D-intensiteit van bedrijven	-0,57	1,73	-2,14	0,62	-0,15	-1,71	2,05	-1,18	-1,62
Verandering van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als complement van $\Delta \ln$ van de R&D-uitgaven van bedrijven (gegeven verandering van de R&D-intensiteit van bedrijven)	1,82	2,07	3,03	1,63	2,25	1,91	2,91	3,02	2,84
Verandering van $\Delta \ln$ van: 1- afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar	0,58	-1,56	0,48	0,54	-0,07	0,64	-1,51	0,39	0,55
Verandering van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 (betreft effect van ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven in 1970 ten opzichte van 1969)	1,76	0,24	0,02	0,00	0,56	0,57	0,09	0,01	0,00

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

Verenigde Staten. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Verenigde Staten in oktober 1990. Veranderingen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten. De uitkomst van de empirische schattingen is gepresenteerd in tabel 9.6 van de hoofdstukken 7 en 8. De uitkomst van de empirische schattingen is gepresenteerd in de uitwerking van uitkomsten van berekeningen gepresenteerd in tabel 9.6 van de hoofdstukken 7 en 8, volgens de methodiek die beschreven is in de hoofdstukken 7 en 8.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

R&D op de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven in samenhang te zien met een positief effect daarop van de arbeidsproductiviteitsgroei. Als belangrijke verklarende factoren voor de sterk gestegen R&D-intensiteit van bedrijven in Finland zijn in tabel B9.4 weer zichtbaar: de sectorstructuurontwikkeling (in concreto een sterke groei van het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie) en een sterke groei van de hoogwaardige kennisvoorraad (gerepresenteerd door een variabele die gecumuleerde aantallen toegekende Amerikaanse patenten weergeeft in verhouding tot de omvang van de bevoelingsbevolking).

De tabellen B9.6 en B9.7 tonen vervolgens hoe te onderscheiden componenten bij de volumeontwikkeling van de publieke R&D-uitgaven via gestaffelde aanpassingsprocessen hebben doorgewerkt in de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal. De methodiek is hier vergelijkbaar met die bij de berekeningen voor de ontwikkeling van de voorraad privaat R&D-kapitaal in de tabellen B9.4 en B9.5, maar er wordt nu rekening gehouden met het sterk exogene karakter van de publieke R&D-uitgaven. Er wordt een technisch onderscheid gemaakt tussen de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen en de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product. Daarnaast wordt binnen de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen een onderscheid gemaakt tussen de publieke R&D-intensiteit op basis van nominale bedragen en de relatieve prijsontwikkeling van R&D (in verhouding tot de prijs van het bruto binnenlands product). Binnen de economische groei gaat arbeidsproductiviteitsgroei samen met loonstijgingen, wat zich via de loonkostencomponent van de R&D-uitgaven vertaalt in relatieve prijsstijgingen van R&D (ten opzichte van het bruto binnenlands product). Dat maakt het moeilijker voor de overheid om met extra overheidsfinanciering het volume van de publieke R&D-uitgaven in verhouding tot het volume van het bruto binnenlands product op hetzelfde peil te houden. Dat zou namelijk gepaard gaan met een structurele groei van de overheidsmiddelen voor publieke R&D in verhouding tot het bruto binnenlands product (nominaal bezien).

In Nederland is de nominale publieke R&D-intensiteit tussen 1970 en 2006 gestegen, maar is deze op basis van volumebedragen sterk gedaald (zie paragraaf 5.6). Het laatste komt in tabel B9.6 tot uitdrukking in een negatieve bijdrage van de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen aan de groei van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Nederland in de periode 1970-2006. In Duitsland is sprake van een vergelijkbaar beeld, waar eveneens een gestegen nominale publieke R&D-intensiteit is samengegaan met een sterk gedaalde ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen. In Finland is de nominale publieke R&D-intensiteit voldoende gestegen om een sterke bijdrage van de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen aan de groei van de voorraad publiek R&D-kapitaal te kunnen realiseren over de periode 1970-2006. Opvallend is verder de sterk negatieve bijdrage van de ontwikkeling van de nominale R&D-intensiteit die in tabel B.9.7 te zien is bij de Verenigde Staten over de periode 1970-2000, waar een tegengestelde beweging tegenover staat in de periode 2000-2006. Vanwege de volume-groei van het bruto binnenlands product is in de Verenigde Staten toch sprake geweest van een gestage groei van de voorraad publiek R&D-kapitaal in de verschillende deelperioden.

In paragraaf 9.4 van de hoofdstuktekst wordt als vervolgstap in de decompositieberekeningen de

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Nederland en Finland, met kwantificeringen van de doorwerking van de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit in combinatie met de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product in de voorraad publiek R&D-kapitaal; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Nederland					Finland			
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Publiek R&D-kapitaal (betreft R&D-kapitaal van universiteitsinstellingen en researchinstellingen), feitelijk, × 1000 miljoen gulden	1,84	1,14	2,55	1,65	1,81	4,73	4,39	4,27	3,35
Effect van $\Delta \ln$ van publiek R&D-kapitaal, × 100:									
Effect van $\Delta \ln$ van publieke R&D-intensiteit op basis van de veranderingen, feitelijk	-1,09	-0,67	-0,28	-0,72	-0,69	0,34	1,41	2,31	0,50
Effect van ontwikkeling van publieke R&D-intensiteit op basis van nominale bedragen	0,15	0,23	0,38	-0,17	0,18	1,38	2,45	3,31	1,75
Effect van ontwikkeling van relatieve prijs van R&D	-1,24	-0,89	-0,66	-0,55	-0,87	-1,03	-1,05	-1,00	-1,17
Effect van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als compensatie	1,65	1,92	2,72	2,54	2,17	1,90	2,93	1,79	2,90
Effect van $\Delta \ln$ van publieke R&D-uitgaven (gegeven de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit)									
Effect van $\Delta \ln$ van: 1 – afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal ten opzichte van het voorgaande jaar	0,48	-0,32	0,07	-0,18	0,03	0,43	-0,33	0,10	-0,18
Effect van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in de situatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in 1970 ten opzichte van 1969)	0,81	0,21	0,05	0,01	0,30	2,05	0,39	0,07	0,02

De schattingen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Nederland en Finland, worden in de tekst beschreven.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggende de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Decompositie van de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Duitsland en de Verenigde Staten, met kwantificatie van de doorwerking van de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit in combinatie met de volumeontwikkeling van het binnenlands product in de voorraad publiek R&D-kapitaal; 1970-2006, jaarlijkse gemiddelden

	Duitsland					Verenigde Staten			
	1970-1980*	1980-1990*	1991-2000**	2000-2006	1970-2006	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006
Publiek R&D-kapitaal (betreft R&D-kapitaal van universiteitsinstellingen en researchinstellingen), feitelijk, × 1000 miljoen USD	3,12	1,09	2,39	1,33	2,10	1,34	1,61	1,70	2,71
Effect van $\Delta \ln$ van publiek R&D-kapitaal, × 100:									
Effect van $\Delta \ln$ van publieke R&D-intensiteit op basis van de uitgaven, feitelijk	-0,73	-1,01	-0,69	-0,35	-0,71	-1,82	-1,04	-1,39	-0,03
Effect van ontwikkeling van R&D-intensiteit op basis van de absolute bedragen	0,60	0,12	-0,05	0,32	0,25	-1,51	-0,50	-0,71	0,80
Effect van ontwikkeling van relatieve prijs van R&D	-1,34	-1,14	-0,64	-0,67	-0,97	-0,31	-0,54	-0,68	-0,83
Effect van $\Delta \ln$ van het bruto binnenlands product als compensatie voor $\Delta \ln$ van publieke R&D-uitgaven (gegeven de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteit)	1,61	1,99	2,85	1,83	2,14	1,67	2,69	2,95	2,89
Effect van $\Delta \ln$ van: 1 – afschrijvingsvoet op publiek R&D-kapitaal ten opzichte van het voorgaande jaar	0,46	-0,33	0,14	-0,18	0,03	0,49	-0,30	0,08	-0,17
Effect van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in de huidige situatie van 1970 (betreft effect van ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal in 1970 ten opzichte van 1969)	1,78	0,44	0,09	0,03	0,65	1,00	0,26	0,06	0,02

Duitsland. ** Periode 1991-2000 in plaats van 1990-2000 gekozen vanwege hereniging Duitsland in oktober 1990.

De schattingen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt voor Duitsland en de Verenigde Staten zijn gebaseerd op de methodiek die beschreven is in de tekst.

uiteindelijke doorwerking van de verklarende factoren voor de groei van de voorraden privaat en publiek R&D-kapitaal in de arbeidsproductiviteitsgroei gepresenteerd.

Bijlage B9.3 Endogene afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal op het wereldwijde niveau (bijlage bij paragraaf 9.4)

In de tabellen B9.4 tot en met B9.7 is de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar als gegeven beschouwd. Die afschrijvingsvoet wordt op het wereldwijde niveau bepaald, afhankelijk van de ontwikkeling van nieuwe R&D-inspanningen in verhouding tot de hoeveelheid R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Voor kleinere landen zoals Nederland en Finland geldt dat de ontwikkeling van de eigen R&D-uitgaven hier slechts een geringe invloed op heeft. In de Verenigde Staten en Japan, met veel grotere aandelen in de R&D-uitgaven en de voorraad R&D-kapitaal wereldwijd, is de invloed van eigen R&D-uitgaven wel duidelijk van betekenis. Tabel B9.8 illustreert dat voor de afschrijvingsvoet op privaat R&D-kapitaal.

Voor de berekeningen in tabel B9.8 heeft de volgende formule voor de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van bedrijven in het voorgaande jaar (δ_{BE}) als uitgangspunt gediend:

$$(B9.6) \quad \delta_{BE_t} = \frac{\delta_{lin} RDBEWE_t}{RDKBEWE_{t-1}}$$

De formule drukt uit dat de afschrijvingsvoet in het lopende jaar in het lopende jaar lineair afhankelijk is van het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven op het wereldwijde niveau in het lopende jaar ($RDKBEWE_t$) in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven op het wereldwijde niveau in het voorgaande jaar ($RDKBEWE_{t-1}$). δ_{lin} drukt hierbij een lineaire afschrijvingsparameter op die de mate van creatieve destructie van al bestaande kennis weergeeft als gevolg van de ontwikkeling van nieuwe kennis. Voor de empirische schattingen in hoofdstuk 7 zijn tijdreeksen voor R&D-kapitaal samengesteld waarbij voor de δ_{lin} is uitgegaan van een (vaste) waarde van 0,861 (zie paragraaf 6.3.1).

Voor de groeivoet van R&D-kapitaal is de groeivoet van '1 - δ_{BE} ' relevant. Hiervoor is te schrijven:

$$(B9.7) \quad \frac{\Delta(1 - \delta_{BE_t})}{(1 - \delta_{BE})_{t-1}} = - \frac{\delta_{BE_{t-1}}}{1 - \delta_{BE_{t-1}}} \frac{\Delta\delta_{BE_t}}{\delta_{BE_{t-1}}}$$

Benaderd met delta's van natuurlijke logaritmen (overeenkomstig vergelijking B9.5) volgt, gebruikmakend van een Törnqvistgewicht voor de weergegeven term voorafgaand aan de groeivoet van de afschrijvingsvoet:

$$(B9.8) \quad \Delta \ln(1 - \delta_{BE_t}) = - \frac{\frac{\delta_{BE_{t-1}}}{1 - \delta_{BE_{t-1}}} + \frac{\delta_{BE_t}}{1 - \delta_{BE_t}}}{2} \Delta \ln(\delta_{BE_t})$$

Invullen van definitierelatie (B9.6) voor δ_{BE} leidt tot:

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Tabel B9.8 Decompositie van de ontwikkeling van ‘1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van bedrijven in het voorgaande jaar’ op het wereldwijde niveau, met bijdragen van de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven en bijdragen van de ontwikkeling van de één jaar vertraagde ontwikkeling van R&D-kapitaal van bedrijven weergegeven; 1970-2006

	Jaarlijks gemiddelde over periode:				
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006
$\Delta \ln$ van ‘1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van bedrijven in het voorgaande jaar’, feitelijk, op het wereldwijde niveau, $\times 100$	0,07	-0,42	0,11	0,28	-0,02
Bijdragen hieraan van:					
• $\Delta \ln$ van volume R&D-uitgaven bedrijven op het wereldwijde niveau	-0,35	-1,03	-0,47	-0,27	-0,56
• $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven in het voorgaande jaar op het wereldwijde niveau	0,42	0,62	0,58	0,55	0,54
Bijdragen vanuit vier afzonderlijke landen:					
• Nederland	0,01	-0,01	-0,00	0,00	0,00
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van volume R&D-uitgaven bedrijven	0,00	-0,01	-0,01	-0,00	-0,00
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven in het voorgaande jaar	0,00	0,00	0,00	0,01	0,00
• Finland	-0,00	-0,00	-0,00	0,01	-0,00
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van volume R&D-uitgaven bedrijven	-0,00	-0,01	-0,01	-0,00	-0,01
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven in het voorgaande jaar	0,00	0,00	0,01	0,01	0,01
• Duitsland*	0,01	-0,02	0,01	0,02	0,00
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van volume R&D-uitgaven bedrijven	-0,06	-0,07	-0,03	-0,02	-0,05
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven in het voorgaande jaar	0,07	0,05	0,04	0,05	0,05
• Verenigde Staten	0,00	-0,17	-0,04	0,25	-0,02
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van volume R&D-uitgaven bedrijven	-0,13	-0,44	-0,33	0,01	-0,25
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven in het voorgaande jaar	0,13	0,27	0,28	0,24	0,23
• Japan	0,03	-0,11	0,12	-0,04	0,00
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van volume R&D-uitgaven bedrijven	-0,08	-0,30	-0,02	-0,15	-0,13
- waarbij effect van $\Delta \ln$ van R&D-kapitaal bedrijven in het voorgaande jaar	0,11	0,18	0,13	0,11	0,14

* Periode 1970-1990: West-Duitsland; vanaf 1991: herenigd Duitsland. Voor het herenigde Duitsland in de periode 1991-2000 bedragen de uitkomsten achtereenvolgens 0,02 (bijdrage), -0,01 (eerstgenoemd deeleffect) en 0,03 (als tweede genoemd deeleffect).

Bron: berekeningen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

$$(B9.9) \quad \Delta \ln(1 - \delta_{BE_t}) = - \frac{\frac{\delta_{BE_{t-1}}}{1 - \delta_{BE_{t-1}}} + \frac{\delta_{BE_t}}{1 - \delta_{BE_t}}}{2} \Delta \ln \left(\frac{\delta_{lin} RDBEWE_t}{RDKBEWE_{t-1}} \right)$$

Dat is, uitgaande van een constante waarde van δ_{lin} , te herschrijven tot:

$$(B9.10) \quad \Delta \ln(1 - \delta_{BE_t}) = - \frac{\frac{\delta_{BE_{t-1}}}{1 - \delta_{BE_{t-1}}} + \frac{\delta_{BE_t}}{1 - \delta_{BE_t}}}{2} \left(\begin{array}{l} \Delta \ln(RDBEWE_t) \\ - \Delta \ln(RDKAPBEWE_{t-1}) \end{array} \right)$$

Vergelijking (B9.10) toepassend, volgen uit een confrontatie van de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven met de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven op het wereldwijde niveau de uitkomsten die bovenin tabel B9.8 zijn weergegeven voor de ontwikkeling van ‘ $1 - \delta_{BE}$ ’ op het wereldwijde niveau. Het wereldwijde niveau wordt hier weer gerepresenteerd door de 20 OECD-landen die in het empirisch onderzoek van de hoofdstukken 7 en 8 zijn opgenomen. Vervolgens kunnen de resultaten verbijzonderd worden naar de bijdragen van individuele landen aan het resultaat op het wereldwijde niveau. In tabel B9.8 zijn de uitkomsten weergegeven voor de bijdragen van Nederland, Finland, Duitsland, de Verenigde Staten en (aanvullend) Japan. De bijdragen van Nederland en Finland blijken zeer klein te zijn, die van Duitsland iets groter, terwijl de Verenigde Staten als zeer groot land met een bijdrage van meer dan 45% in de totale R&D-uitgaven van bedrijven van de 20 OECD-landen een zwaar gewicht heeft bij de bepaling van de afschrijvingsvoet op het wereldwijde niveau. Hetzelfde geldt voor Japan met een aandeel van ongeveer 20% in de totale R&D-uitgaven van bedrijven van de 20 OECD-landen, uitgaande van de laatste twee decennia (in 1970 bedroeg het aandeel van Japan nog 14%, in 1989 was dit gestegen tot 20%).

Als volgende stap is het mogelijk om de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet op het wereldwijde niveau te verklaren uit de ontwikkeling van de verklarende factoren voor de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven. Voor het afhankelijk maken van de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal van de volumeontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven kan daarbij als startpunt worden uitgegaan van de volgende accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal van bedrijven op het wereldwijde niveau:

$$(B9.11) \quad RDKBEWE_t = RDKBEWE_{t-1} + (1 - \delta_{lin}) RDBEWE_t$$

Hierin is de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven op het wereldwijde niveau in het lopende jaar gelijk aan de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven op het wereldwijde niveau in het voorgaande jaar plus het volume van de R&D-uitgaven van bedrijven op het wereldwijde niveau in het lopende jaar voorvermenigvuldigd met de factor ‘ $1 - \delta_{lin}$ ’. Vergelijking (B9.11) kan als volgt worden omgezet in groeiënten:

$$(B9.12) \quad \frac{\Delta RDKBEWE_t}{RDKBEWE_{t-1}} = \frac{RDKBEWE_{t-2}}{RDKBEWE_{t-1}} \frac{\Delta RDKBEWE_{t-1}}{RDKBEWE_{t-2}}$$

Zie de volgende pagina voor een vervolg van deze vergelijking.

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

$$+ (1 - \delta_{in}) \frac{RDBEWE_{t-1}}{RDKBEWE_{t-1}} \frac{\Delta RDBEWE_t}{RDBEWE_{t-1}}$$

Benaderd met delta's van natuurlijke logaritmen, weer gebruikmakend van Törnqvistgewichten, is te schrijven:

$$(B9.13) \quad \Delta \ln(RDKBEWE_t) = \frac{\frac{RDKBEWE_{t-2}}{RDKBEWE_{t-1}} + \frac{RDKBEWE_{t-1}}{RDKBEWE_t}}{2} \Delta \ln(RDKBEWE_{t-1}) \\ + (1 - \delta_{in}) \frac{\frac{RDBEWE_{t-1}}{RDKBEWE_{t-1}} + \frac{RDBEWE_t}{RDKBEWE_t}}{2} \Delta \ln(RDBEWE_t)$$

Hieruit volgt voor de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven:

$$(B9.14) \quad \Delta \ln(RDKBEWE_{t-1}) = \frac{\frac{RDKBEWE_{t-3}}{RDKBEWE_{t-2}} + \frac{RDKBEWE_{t-2}}{RDKBEWE_{t-1}}}{2} \Delta \ln(RDKBEWE_{t-2}) \\ + (1 - \delta_{in}) \frac{\frac{RDBEWE_{t-2}}{RDKBEWE_{t-2}} + \frac{RDBEWE_{t-1}}{RDKBEWE_{t-1}}}{2} \Delta \ln(RDBEWE_{t-1})$$

Deze vergelijking is in een spreadsheet gehanteerd om de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal afhankelijk te maken van de verklarende factoren voor de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven, conform de tabellen B9.4 en B9.5 in bijlage B9.2. Confrontatie met de doorwerking van die verklarende factoren in de ontwikkeling van de R&D-uitgaven zelf op basis van de eerder afgeleide vergelijking (B9.10) resulteert in de uitkomsten die in tabel B9.9 worden gepresenteerd. Uit ruimteoverwegingen zijn alleen de saldo-uitkomsten weergegeven voor de verschillende verklarende factoren.

Een versnelling van een determinant van de R&D-uitgaven van bedrijven met een positief teken ten opzichte van de ontwikkeling van die determinant in een eerdere reeks van jaren geeft een positief effect op de ontwikkeling van de afschrijvingsvoet δ_{BE} en daarmee een negatief effect op de ontwikkeling van '1- δ_{BE} '. Een versnelling van een determinant met een negatief effect op de R&D-uitgaven zal op vergelijkbare wijze een positief effect hebben op de ontwikkeling van '1- δ_{BE} '. In de tabellen blijken over de tijd positieve en negatieve effecten op de ontwikkeling van '1- δ_{BE} ' elkaar af te wisselen bij de meeste determinanten. Bij sommige determinanten is systematisch sprake van een positief of van een negatief teken van het effect. Zo heeft het effect van de volumeontwikkeling van het bruto binnenlands product in alle deelperioden een negatief teken en resulteert voor het effect van de relatieve prijsontwikkeling van R&D in alle deelperioden een positief teken.

Een beperking is echter dat er ook in alle deelperioden sprake is van een relatief sterk effect met een positief teken van de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Tabel B9.9 Decompositie van de ontwikkeling van '1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van bedrijven in het voorgaande jaar' op het wereldwijde niveau, met bijdragen weergegeven van de ontwikkeling van de determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven; 1970-2006

	Jaarlijks gemiddelde over periode:				
	1970-1980	1980-1990	1990-2000	2000-2006	1970-2006
$\Delta \ln$ van '1 minus de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal van bedrijven in het voorgaande jaar', feitelijk, op het wereldwijde niveau, $\times 100$	0,07	-0,42	0,11	0,28	-0,02
Bijdragen hieraan op het wereldwijde niveau van:					
• ontwikkeling van fiscale R&D-faciliteiten	-0,00	-0,14	0,08	-0,07	-0,03
• ontwikkeling van overheidsfinanciering exclusief fiscaal	0,15	-0,01	0,18	-0,02	0,09
• ontwikkeling van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen	0,01	0,01	-0,01	-0,01	0,00
• ontwikkeling van R&D-kapitaal van researchinstellingen	0,08	0,06	0,03	0,00	0,05
• ontwikkeling van publiek R&D-kapitaal (in casu van hogeronderwijsinstellingen) gefinancierd door bedrijven	-0,01	-0,04	-0,02	0,02	-0,02
• ontwikkeling van relatieve prijs van R&D	0,24	0,09	0,05	0,06	0,11
• sectorstructuur: ontwikkeling van aandeel van industrie in toegevoegde waarde van totale economie	0,05	0,08	0,05	0,10	0,07
• sectorstructuur: ontwikkeling van aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in toegevoegde waarde van industrie	-0,07	-0,07	-0,02	0,04	-0,04
• ontwikkeling van hoogwaardige kennisvoorraad: binnenland versus buitenland; via interactieterm in combinatie met ontwikkeling van openheid economie	-0,00	-0,00	-0,01	-0,01	-0,01
• ontwikkeling van bescherming van intellectueel eigendom (wereldwijd)	-0,24	-0,17	-0,13	0,10	-0,13
• ontwikkeling van nettokapitaalinkomensquote bedrijven	0,01	-0,03	-0,00	-0,01	-0,01
• ontwikkeling van beschikbaarheid bankkrediet	-0,04	-0,05	0,01	0,01	-0,02
• ontwikkeling van openheid economie	-0,07	-0,08	-0,11	-0,03	-0,08
• ontwikkeling van R&D-intensiteit bedrijven wereldwijd	0,11	-0,18	0,04	0,03	-0,00
• ontwikkeling van conjunctuur	-0,01	0,01	-0,01	-0,02	-0,01
• hereniging Duitsland (via Δ van dummy voor West-Duitsland)	0,00	0,00	0,02	-0,01	0,01
• niet empirisch verklaarde deel van ontwikkeling van R&D-intensiteit bedrijven	-0,08	0,19	-0,09	-0,03	-0,00
• ontwikkeling van volume bruto binnenlands product	-0,48	-0,47	-0,24	-0,07	-0,34

Hoofdstuk 9 – Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en achterliggend de ontwikkeling van de R&D-uitgaven in Nederland en enkele andere landen

Vervolg van tabel B9.9

Bijdragen, vervolg					
• doorwerking van uitgangssituatie in 1970, waarbij:	0,37	0,38	0,28	0,21	0,32
– niveau van R&D-intensiteit bedrijven ten opzichte van evenwichtswaarde in 1970 en ontwikkeling van R&D-intensiteit bedrijven in 1970 (ten opzichte van 1969)	–0,03	–0,02	–0,01	–0,01	–0,02
– ontwikkeling van R&D-kapitaal bedrijven één jaar vertraagd in 1970	0,41	0,39	0,29	0,22	0,34

Bron: berekeningen op basis van tijdreeksen die bij de empirische schattingen in de hoofdstukken 7 en 8 zijn gebruikt.

in de uitgangssituatie van 1970. Daarin komen effecten tot uitdrukking van ontwikkelingen van determinanten voorafgaand aan 1970, die ook in de periode 2000-2006 nog van wezenlijke betekenis waren voor de (één jaar vertraagde) ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal van bedrijven. Dit is kenmerkend aan een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal op het wereldwijde niveau, waarbij een impuls bij de R&D-uitgaven een lange periode een duidelijk effect blijft houden op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal (zie paragraaf 4.3). De keerzijde daarvan is dat de (één) jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal voor een belangrijk deel niet te endogeniseren is aan de hand van ontwikkelingen van determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven sinds 1970. Hierdoor wordt een overschat beeld verkregen van de effecten die de ontwikkelingen van de determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven hebben op de ontwikkeling van '1- δ_{BE} '. De doorwerking van ontwikkelingen van determinanten van de R&D-uitgaven voorafgaand aan 1970 komen namelijk tot uitdrukking in een niet nader gespecificeerd effect van de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal in de uitgangssituatie van 1970. Dit betekent dat het salderen van de effecten van de determinanten van de R&D-uitgaven op de ontwikkeling van de R&D-uitgaven met die op de ontwikkeling van de één jaar vertraagde ontwikkeling van de voorraad R&D-kapitaal niet op volledige wijze kan plaatsvinden.

10 Samenvatting, conclusies en beleidsimplicaties

10.1 Inleiding

De arbeidsproductiviteitsgroei bepaalt in sterke mate de (materiële) welvaarts­groei in een land. Binnen de arbeidsproductiviteitsgroei speelt het Solow-residu een belangrijke rol. Het Solow-residu geeft het deel van de arbeidsproductiviteitsgroei weer dat niet kan worden toegeschreven aan groei van de hoeveelheid (fysiek) kapitaal per eenheid arbeid. In het verklaren van het Solow-residu ligt een grote wetenschappelijke uitdaging. Tegelijkertijd heeft het veel relevantie voor het te voeren macro-economische beleid, omdat daarmee zichtbaar wordt hoe meer welvaarts­groei kan worden gegenereerd. In dit proefschrift wordt het Solow-residu zowel theoretisch als empirisch ontrafeld. Dit gebeurt door mechanismen bloot te leggen achter het Solow-residu, de determinanten van het Solow-residu in een breed totaalkader te plaatsen, een vergaande empirische verklaring te bieden van het Solow-residu en vervolgens de bijdragen van verklarende factoren hieraan in kaart te brengen in een decompositieanalyse voor vier OECD-landen over de periode 1970-2006.

Dit afsluitende hoofdstuk geeft een samenvatting van het proefschrift, met daarbij een overzicht van de belangrijkste bevindingen en daaraan gekoppeld ook beleidsimplicaties. In paragraaf 10.2 wordt eerst het thema van het proefschrift nader beschreven en wordt in grote lijnen de werkwijze bij dit onderzoek besproken. In paragraaf 10.3 volgt een bespreking van de belangrijkste bevindingen door het proefschrift heen en van beleidsimplicaties van de onderzoeksresultaten. In paragraaf 10.4 worden de afzonderlijke hoofdstukken van het proefschrift besproken.

10.2 Thema en werkwijze

Thema: Solow-residu

Het proefschrift staat in het teken van de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, gekoppeld aan de ontrafeling van het Solow-residu. Het Solow-residu verwijst naar de groeiboekhoudingsanalyse ('growth accounting') van Solow (1957). Solow werkte een methode uit om de arbeidsproductiviteitsgroei uit te splitsen in een bijdrage van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en een onverklaarde residuele factor, die als een maatstaf voor technologische ontwikkeling in brede zin werd beschouwd. Gerelateerd aan het Solow-residu is het begrip totalefactorproductiviteitsgroei (TFP-groei). Dat betreft een residu waarbij naast de bijdrage van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid (in principe) ook de bijdrage van kwaliteitsverbeteringen van de factor arbeid in mindering wordt gebracht op de arbeidsproductiviteitsgroei. Via de kwaliteitsverbeteringen van de factor arbeid wordt rekening gehouden met de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. De TFP-groei die daarbij als residu volgt, geeft in sterkere mate dan het Solow-residu het deel van de arbeidsproductiviteitsgroei weer dat kan worden toegeschreven aan 'pure' technologische ontwikkeling.

Voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling is kennis van de determinanten van het Solow-residu en daarbinnen de 'pure' technologische ontwikkeling essentieel. Hoe-

wel al veel onderzoek heeft plaatsgevonden ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling, bestaat er nog steeds veel onduidelijkheid over de mechanismen achter de technologische ontwikkeling. Tekenend zijn bijvoorbeeld de verschillende versies van de (semi-)endogene groeitheorie die worden gehanteerd in de literatuur. Die theorie heeft sterk tot doel om de technologische ontwikkeling te verklaren, maar de verschillende versies ervan geven een verre van eenduidig beeld. Ook in empirisch onderzoek worden uiteenlopende benaderingen gehanteerd bij de vormgeving van variabelen ter verklaring van de technologische ontwikkeling. Daarnaast bestaat er nog veel onduidelijkheid over de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in bredere zin. Empirische studies variëren sterk op tal van aspecten. Een beperking is verder dat in afzonderlijke onderzoeken over het algemeen slechts deelaspecten worden onderzocht, terwijl er behoefte is aan een totaal kader waarbinnen zo veel mogelijk factoren en mechanismen ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling simultaan worden meegenomen.

Werkwijze: fundamenten, empirisch totaal kader en kwantitatieve decompositie

In het proefschrift wordt eerst een conceptueel kader geboden voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsgroei vanuit de groeiboekhoudingsbenadering en de neoklassieke groeitheorie. Daarin is ruim plaats voor de rol van menselijk kapitaal, maar de TFP-groei is binnen die benaderingen een belangrijke niet-verklaarde factor. De (semi-)endogene groeitheorie geeft aan dat R&D (Research & Development) als een centrale factor achter de TFP-groei kan worden beschouwd. Vanuit die theorie wordt echter niet pasklaar duidelijk gemaakt hoe de TFP-groei in een land geëndogeniseerd kan worden. Ten eerste is het de vraag welke versie van de (semi-)endogene groeitheorie de werkelijkheid het beste beschrijft. Ten tweede is een beperking van de (semi-)endogene groeimodellen dat ze vooral relevant zijn voor de verklaring van de TFP-groei op het wereldwijde niveau. De reden hiervoor is dat spillovers van kennisontwikkeling (externe effecten via kennisverspreiding) en veroudering van kennis binnen deze modellen op het wereldwijde niveau van toepassing zijn. Daarmee geven ze nog niet concreet aan hoe de TFP-groei op het niveau van individuele landen verklaard kan worden. In dit proefschrift wordt aan de fundamenten voor de verklaring van de TFP-groei gewerkt door verschillende op R&D gebaseerde (semi-)endogene groeimodellen eerst empirisch te toetsen op het wereldwijde niveau en vervolgens de modellering van R&D voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau daar direct bij aan te sluiten.

Bij de empirische toetsing van de (semi-)endogene groeimodellen op het wereldwijde niveau komt de sterkste empirische steun naar voren voor het model van Jones (1995). Essentieel in dat model is dat een hoger niveau van R&D-inspanningen geen permanente invloed heeft op de TFP-groei, maar op lange termijn alleen het niveau van de TFP beïnvloedt. De TFP-groei wordt binnen deze benadering op lange termijn dan ook bepaald door de groei van de R&D-inspanningen. De R&D-kapitaalbenadering, die vaak in empirische analyses op het individuele landenniveau wordt gehanteerd, kan in verbinding worden gebracht met de vergelijking die voor de TFP-ontwikkeling uit de kennisproductiefunctie van Jones (1995) is af te leiden op het wereldwijde niveau. De R&D-kapitaalbenadering wordt daar in dit proefschrift nauw bij aangesloten door de modellering van afschrijvingen in verband met veroudering van kennis sterk in lijn te brengen met de kennisproductiefunctie van Jones (1995). Daarmee wordt een

kloof tussen de theoretisch georiënteerde (semi-)endogene groei modellen en de in empirisch onderzoek veel gehanteerde R&D-kapitaalbenadering overbrugd.

Binnen de R&D-kapitaalbenadering wordt standaard uitgegaan van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Binnen de kennisproductiefunctie uit het model van Jones (1995) wordt impliciet uitgegaan van een afschrijvingsvoet op kennis in het voorgaande jaar die afhankelijk is van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis in verhouding tot de voorraad kennis in het voorgaande jaar. Die afschrijvingsbenadering is van toepassing te achten op het wereldwijde niveau en wordt in dit proefschrift als vernieuwend element verwerkt in de R&D-kapitaalbenadering op het niveau van individuele landen. De vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar wordt daarbij vervangen door een variabele afschrijvingsvoet die afhankelijk is van de omvang van de R&D-inspanningen (als maatstaf voor de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis) op het wereldwijde niveau in verhouding tot de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar op het wereldwijde niveau. Daardoor wordt de R&D-kapitaalbenadering beter interpreteerbaar en realistischer. Daarmee wordt ook tegemoet gekomen aan de beperking die Griliches (2000, blz. 54) al noemde bij de traditionele R&D-kapitaalbenadering: *“It is obvious that such capital does not depreciate just because of the efflux of time or mechanical wear and tear. The obsolescence of private R&D results is clearly a function of the activity of others and is unlikely to occur at a constant rate.”*

Naast R&D-kapitaal wordt in dit proefschrift rekening gehouden met een groot aantal andere verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Er wordt een breed totaalkader van (mogelijke) determinanten ontwikkeld waarin naast (binnenlands en buitenlands) R&D-kapitaal onder andere de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid en ‘catching-up’ een hoofdrol spelen. In het voorgaande is al gewezen op kwaliteitsverbeteringen van de factor arbeid, die veranderingen in de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid weergeven (en waarvoor in principe wordt gecorrigeerd bij de TFP-ontwikkeling). ‘Catching-up’ is naast (binnenlands en buitenlands) R&D-kapitaal een belangrijke verklarende factor voor de TFP-ontwikkeling binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau. Het heeft betrekking op extra productiviteitsgroei die technologisch volgende landen kunnen bereiken door zich op te trekken aan technologisch leidende landen met een hoger technologisch ontwikkelingsniveau. Op het wereldwijde niveau van de (semi-)endogene groei modellen kan dat aspect buiten beschouwing blijven. Op het niveau van individuele landen kan ‘catching-up’ echter een belangrijke invloed hebben op de arbeidsproductiviteitsgroei.

Het totaalkader van (mogelijke) determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling vertaalt zich in een empirische analyse op het individuele landenniveau waarin met een groot aantal aspecten tegelijkertijd rekening wordt gehouden. Dat betreft een panelanalyse voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006. Daarbij wordt voortgebouwd op een aantal belangrijke empirische studies voor deelaspecten en worden verder zo veel mogelijk relevante variabelen benut waarvoor lange tijdreeksen beschikbaar zijn voor de 20 OECD-landen. Diverse puzzelstukjes worden in elkaar gelegd, om te komen tot een breed geïntegreerd raamwerk van variabelen en mechanismen die een rol spelen bij de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De empirische schattingen worden uitgevoerd op basis van de coïntegratiemethodiek volgens de tweestapsmethode van Engle en Granger (1987). Daarbij worden eerst langetermijneven-

wichtsrelaties in niveaus geschat, waarna vervolgens de kortermijndynamiek wordt geschat aan de hand van een foutencorrectiespecificatie voor de mutatie van de arbeidsproductiviteit.

Aangezien (binnenlands) R&D-kapitaal in een land wordt opgebouwd met R&D-uitgaven, is het bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land ook van belang om zicht te hebben op de verklarende factoren achter de ontwikkeling van de R&D-uitgaven. Hierbij kan een onderscheid worden gemaakt tussen private en publieke R&D-uitgaven (uitgaven voor respectievelijk *privaat* en *publiek* uitgevoerde R&D). De publieke R&D-uitgaven zijn in sterke mate exogeen te achten, omdat ze voor een groot deel afhangen van overheidsfinanciering van publieke R&D. De private R&D-uitgaven daarentegen zijn empirisch te verklaren op basis van een groot aantal factoren waarvoor variabelen beschikbaar zijn. Daarom vindt een aparte empirische verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven plaats op het individuele landniveau. Dat draagt bij aan een integraal beeld van de determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en daarbinnen de TFP-ontwikkeling.

De empirische schattingen op het individuele landniveau ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven worden tot slot gebruikt om een kwantitatieve decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei uit te voeren. De arbeidsproductiviteitsgroei wordt daarbij uitgesplitst naar bijdragen van verschillende afzonderlijke factoren. Die analyse wordt uitgevoerd voor vier gekozen landen (naast Nederland zijn dat Finland, Duitsland en de Verenigde Staten) over verschillende deelperioden binnen de totaalperiode 1970-2006. Daarbij worden de empirische resultaten voor de verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven gebruikt om de ontwikkeling van *privaat* R&D-kapitaal als determinant van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling te endogeniseren. Dat resulteert in een decompositie met een vergaande uitsplitsing van de arbeidsproductiviteitsgroei, waarbij tevens rekening wordt gehouden met indirecte effecten via de R&D-uitgaven van bedrijven.

10.3 Belangrijkste bevindingen en beleidsimplicaties

In dit proefschrift wordt de arbeidsproductiviteitsontwikkeling verklaard vanuit een grote verzameling factoren en mechanismen. Daarmee worden ook de belangrijkste determinanten achter de welvaartsontwikkeling in een land in beeld gebracht. Tevens wordt het Solow-residu daarmee ontrafeld. Innovatie en menselijk kapitaal zijn de twee kernfactoren achter het Solow-residu. Hieronder worden de rol van innovatie en menselijk kapitaal binnen het Solow-residu besproken vanuit de belangrijkste bevindingen in dit proefschrift, waarbij tevens aandacht wordt geschonken aan beleidsimplicaties. Tot slot worden enkele bevindingen op data-terrein besproken, die van belang zijn voor toekomstig onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

Innovatie als factor binnen het Solow-residu

- Het Solow-residu wordt voor een belangrijk deel bepaald door innovatie. Innovatie komt tot uitdrukking in de groei van de totale factorproductiviteit (TFP) binnen het Solow-residu. Op het wereldwijde niveau kan de TFP-groei worden verklaard op basis van de kennisproductiefunctie uit het semi-endogene groeiemodel van Jones (1995). Een empirische toets van verschillende (semi-)endogene groei modellen op het wereldwijde niveau levert namelijk het model van Jones (1995) als ‘winnaar’ op. Dat model houdt in dat de TFP-

groei op het wereldwijde niveau afhankelijk is van de groei van de over een oneindige periode in het verleden gecumuleerde R&D-inspanningen. De groei van nieuwe (lopende) R&D-inspanningen werkt hier op lange termijn in door met een elasticiteit van 1.

- De kennisproductiefunctie uit het model van Jones (1995) is vervolgens te vertalen naar de R&D-kapitaalbenadering op het individuele landenniveau door uit te gaan van een variabele afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal. Die afschrijvingsvoet geeft weer hoe snel bestaande kennis verouderd als gevolg van de ontwikkeling van nieuwe kennis met nieuwe R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau. Op het wereldwijde niveau kunnen de afschrijvingen lineair afhankelijk worden geacht van de omvang van de R&D-inspanningen. Door die afschrijvingen vervolgens in verhouding te plaatsen tot de kennisvoorraad in het voorgaande jaar op het wereldwijde niveau, gerepresenteerd door de gecumuleerde R&D-inspanningen over een oneindige periode in het verleden, volgt een afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal die kan worden toegepast bij de berekening van R&D-kapitaal op het niveau van individuele landen.
- Uit de R&D-kapitaalbenadering volgt dat op het individuele landenniveau de groei van binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal verklarend is voor de TFP-ontwikkeling. Een verhoging van de R&D-intensiteit (R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product) in een individueel land heeft slechts een betrekkelijk korte periode een positieve invloed op de groei van de voorraad R&D-kapitaal en daarmee de TFP-groei in dat land. De reden hiervoor is dat een hogere groei van de voorraad R&D-kapitaal samengaat met groeiende afschrijvingen op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar in verband met veroudering van kennis.

Hoe groter de voorraad R&D-kapitaal is, hoe meer er in absolute zin op wordt afgeschreven als gevolg van voortgaande ontwikkeling van nieuwe kennis op het wereldwijde niveau. Die voortgaande kennisontwikkeling op het wereldwijde niveau leidt tot een afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal waar een individueel land slechts een beperkte invloed op heeft. Een hogere R&D-intensiteit vertaalt zich in een individueel land op langere termijn in een zodanig hogere voorraad R&D-kapitaal dat de extra afschrijvingen op R&D-kapitaal precies gelijk zijn aan de positieve impuls die jaarlijks direct aan de voorraad R&D-kapitaal wordt gegeven door de hogere R&D-uitgaven. Dan wordt een evenwicht bereikt waarbij de hogere R&D-intensiteit niet langer een positieve invloed heeft op de groei van de voorraad R&D-kapitaal, waarmee ook het effect op de TFP-groei tot 0 is gereduceerd.

- Op het wereldwijde niveau leidt een verhoging van de R&D-intensiteit gedurende een veel langere periode tot extra groei van R&D-kapitaal en daarmee TFP-groei, omdat de afschrijvingen op de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal afhankelijk zijn van de wereldwijde R&D-inspanningen en altijd achterblijven bij die wereldwijde R&D-inspanningen. Dat gaat gepaard met een variërende afschrijvingsvoet op de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal, die afhankelijk is van de wereldwijde R&D-inspanningen in verhouding tot de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar. Een verhoging van de R&D-intensiteit op het wereldwijde niveau leidt aanvankelijk tot een verhoging van de afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal, die vervolgens afneemt naarmate de hogere R&D-intensiteit langer positief heeft doorgewerkt in de voorraad R&D-kapitaal.

Hoewel een hogere R&D-intensiteit op het wereldwijde niveau permanent een positieve invloed heeft op de absolute mutatie van de voorraad R&D-kapitaal (de afschrijvingen op R&D-kapitaal blijven op het wereldwijde niveau immers permanent achter bij de R&D-

inspanningen), neemt het effect op de groeivoet van de voorraad R&D-kapitaal op zeer lange termijn asymptotisch af tot 0. Dat komt door een steeds groter wordend effect op het niveau van de voorraad R&D-kapitaal in de noemer van deze groeivoet. Daarmee neemt ook het effect van een hogere R&D-intensiteit op de groeivoet van de TFP op zeer lange termijn asymptotisch af tot 0.

- Op langere termijn wordt de groei van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal op het niveau van individuele landen bepaald door de groei van de binnenlandse en buitenlandse R&D-inspanningen. Bij stabiele R&D-intensiteiten in binnen- en buitenland groeien de binnenlandse en buitenlandse R&D-inspanningen systematisch, in samenhang met economische groei. Dat verklaart dat de voorraden binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal structureel groeien. Via binnenlandse en buitenlandse spillovers van kennis wordt daarmee structureel innovatiegedreven productiviteitsgroei gerealiseerd. Veranderingen in de binnenlandse en buitenlandse R&D-intensiteiten leiden tijdelijk tot veranderingen in de groeivoeten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal ten opzichte van de groeivoeten die bereikt worden bij stabiele R&D-intensiteiten.

Uit de decompositieanalyse in hoofdstuk 9 volgt dat de groei van binnenlands R&D-kapitaal een bijdrage van gemiddeld 0,2%-punt per jaar heeft geleverd aan de TFP-groei in Nederland over de periode 1970-2006. De groei van buitenlands R&D-kapitaal heeft daar, in combinatie met een sterk gestegen invoerquote als interactieterm voor de invloed van buitenlands R&D-kapitaal, een bijdrage van bijna 0,3%-punt per jaar aan geleverd.

- Daarnaast speelt ‘catching-up’ een belangrijke rol achter innovatiegedreven productiviteitsgroei: technologisch volgende landen kunnen zich optrekken aan technologisch leidende landen met een hoger technologisch ontwikkelingsniveau. Dat blijkt ook voor Nederland als land met een relatief hoog arbeidsproductiviteitsniveau nog zeer relevant te zijn. Hoewel het arbeidsproductiviteitsniveau in Nederland ongeveer even hoog is als in de Verenigde Staten als technologische leider, is het technologisch ontwikkelingsniveau in Nederland veel lager dan in de Verenigde Staten als dat technologisch ontwikkelingsniveau wordt afgemeten aan gecumuleerde toegekende Amerikaanse patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking. De decompositieanalyse in hoofdstuk 9 toont dat ‘catching-up’ in recente jaren nog steeds ruim 0,5%-punt van de (jaarlijkse) TFP-groei in Nederland kan verklaren. Bij de achterliggende empirische schattingen wordt bevestigd dat het zelf doen van R&D belangrijk is om de ‘catching-up’-mogelijkheden ook daadwerkelijk goed te kunnen benutten. R&D is daarmee niet alleen belangrijk om zelf nieuwe kennis te kunnen ontwikkelen, maar ook om hoogwaardige kennis van technologische leiders in het buitenland goed te kunnen absorberen.
- De gevonden elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau duiden op omvangrijke binnenlandse en buitenlandse spillovers van kennis ontwikkeld met R&D. Het ‘catching-up’-mechanisme voegt hier nog een extra effect van buitenlandse spillovers aan toe. Spillovers van binnenlands R&D-kapitaal rechtvaardigen financiële stimulering van private R&D en directe financiering van publieke R&D in eigen land door nationale overheden. De spillovers van buitenlandse kennis geven een onderbouwing voor afspraken in internationaal verband om de R&D-intensiteit te verhogen. Een land profiteert immers niet alleen van de eigen binnenlandse R&D, maar ook van de R&D die wordt verricht in het buitenland.

In EU-verband is in 2002 afgesproken om gezamenlijk te streven naar een R&D-intensi-

teit van 3% van het bruto binnenlands product in 2010, met daarbij tweederde deel van de R&D-uitgaven gefinancierd door de private sector ('Barcelona-ambitie' in het kader van de 'Lissabonagenda'; Europese Raad, 2002). Dat heeft echter niet geleid tot een substantiële verhoging van de R&D-intensiteit gemiddeld in de EU.²⁵⁹ Inmiddels is op EU-niveau voor 2020 opnieuw een doelstelling van 3% van het bruto binnenlands product afgesproken voor de totale R&D-uitgaven, zonder verbijzondering naar een privaat gefinancierd deel hierbinnen (doelstelling in het kader van de 'Europa 2020-strategie'; Europese Raad, 2010).²⁶⁰ Stringentere afspraken tussen de landen bij deze nieuw geformuleerde ambitie voor 2020 zijn te overwegen. Daar zouden dan concrete actieplannen aan ten grondslag kunnen liggen die uitzicht bieden op het daadwerkelijk realiseren van deze ambitie.

- De elasticiteiten die voor binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal zijn gevonden, kunnen worden omgezet in multipliers die aangeven tot hoeveel extra bruto binnenlands product (in eigen land) een euro extra private dan wel publieke R&D op langere termijn gemiddeld genomen leidt. Dat blijkt in Nederland (uitgaande van de private en publieke R&D-intensiteiten in 2006), bij private R&D 7,1 euro te zijn en bij publieke R&D 5,5 euro. Wordt rekening gehouden met een positieve doorwerking van deze TFP-effecten in de kapitaalarbeidsverhouding (bij een gegeven investeringsquote; zie paragraaf 2.3.4 en de bespreking van hoofdstuk 2 in de volgende paragraaf), dan wordt per euro private R&D op langere termijn ongeveer 10,7 euro extra bruto binnenlands product bereikt en per euro publieke R&D ongeveer 8,3 euro extra bruto binnenlands product.
- De publieke R&D-intensiteit is direct beïnvloedbaar door de overheid via overheidsfinanciering van publiek uitgevoerde R&D bij hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen. Publieke R&D-uitgaven blijken vervolgens ook een positieve invloed te hebben op de private R&D-uitgaven. Publiek ontwikkelde kennis vergroot de kennisbasis voor bedrijven om op voort te bouwen met eigen private R&D-inspanningen. Empirisch is in dit proefschrift gevonden dat R&D uitgevoerd door hogeronderwijsinstellingen op langere termijn met een factor 0,23 doorwerkt in de private R&D-uitgaven en R&D uitgevoerd door researchinstellingen met een factor 0,46 (uitgaande van de private R&D-intensiteit in Nederland in 2006).
- Directe overheidsstimulering van private R&D is mogelijk met financiële instrumenten. Uit de schattingsresultaten volgt dat R&D-subsidies en fiscale R&D-faciliteiten effectief zijn voor het verhogen van de private R&D-uitgaven. Voor fiscale R&D-faciliteiten is een multiplier van 0,93 gevonden en voor 'overige overheidsfinanciering' van bedrijfs-R&D (waaronder subsidies) een multiplier van 1,15. Bij deze multipliers zijn echter zeer grote bedragen nodig voor het bereiken van een veel hogere R&D-intensiteit. Een sterke intensivering van R&D-stimulering is niettemin goed te rechtvaardigen vanwege de sterke

²⁵⁹ Zo bedroegen de totale R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product in de EU27 in 2002 1,77% en in 2009 (meest recente jaar) 1,90%. In de EU15 is sprake geweest van een toename van 1,89% in 2002 naar 2,05% in 2009. De hier genoemde uitkomsten voor 2009 zijn positief beïnvloed door een noemereffect als gevolg van een daling van het bruto binnenlands product in 2009. In 2008 bedroegen de totale R&D-uitgaven in de EU27 en de EU15 respectievelijk 1,84% en 1,98% van het bruto binnenlands product. Bron voor de cijfers: OECD, Main Science and Technology Indicators (database), editie 2011/1.

²⁶⁰ Nederland heeft zich binnen deze EU-doelstelling ten doel gesteld om in 2020 een R&D-intensiteit van 2,5% te bereiken; daarbij is rekening gehouden met de Nederlandse sectorstructuur (Ministerie van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie, 2011).

externe effecten van R&D. Als de gevonden multipliers voor het effect van overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D worden gekoppeld aan de multipliers die hierboven zijn genoemd voor het effect van private R&D-uitgaven op het bruto binnenlands product, zou een euro extra fiscale R&D-stimulering op langere termijn leiden tot ongeveer 10 euro extra bruto binnenlands product, terwijl dit bij overige overheidsfinanciering ongeveer 12 euro zou zijn.

- De zojuist genoemde multiplier voor fiscale R&D-faciliteiten heeft betrekking op ‘conventionele’ regelingen zoals de WBSO in Nederland. Bij dat type regelingen is de fiscale tegemoetkoming afhankelijk is van een totaalbedrag aan R&D-uitgaven bij een bedrijf. In het geval van een ‘incrementele’ R&D-faciliteit kan een hogere multiplier worden bereikt, omdat de fiscale ondersteuning dan afhankelijk is van de omvang van de R&D-uitgaven boven een bepaald (bedrijfsafhankelijk) basisbedrag. Langs die weg kan R&D sterker ‘aan de marge’ worden gestimuleerd. De Nederlandse overheid kan overwegen om een incrementele R&D-faciliteit in te voeren naast de bestaande WBSO. Met name bedrijven met relatief hoge R&D-uitgaven zouden daarmee sterker gestimuleerd kunnen worden tot extra R&D-uitgaven. De WBSO geeft die bedrijven nu een beperkte prikkel tot extra R&D in vergelijking met de prikkel die aan bedrijven met relatief lage R&D-uitgaven wordt gegeven.
- Hoewel verhogingen van de private en de publieke R&D-intensiteit wenselijk geacht kunnen worden vanwege de sterke langetermijneffecten op de productiviteit, zijn deze niet nodig om sterk te kunnen blijven profiteren van innovatiegedreven productiviteitsgroei. Hiervoor zijn de groei van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal en ‘catching-up’ relevant. De groei van buitenlands R&D-kapitaal ligt buiten de directe invloedssfeer van een land, maar zorgt in de praktijk voor een belangrijke structurele bijdrage aan de TFP-groei in Nederland. Het ‘catching-up’-effect is mede afhankelijk van de hoeveelheid R&D die in een land wordt verricht. Bij gelijkblijvende (private en publieke) R&D-intensiteiten kan de bijdrage daarvan aan de TFP-groei in Nederland groot blijven. De groei van binnenlands R&D-kapitaal wordt op langere termijn bepaald door de groei van de binnenlandse R&D-inspanningen. Zolang de economie structureel gestaag groeit, kan de groei van de binnenlandse R&D-inspanningen op peil blijven bij gelijkblijvende (private en publieke) R&D-intensiteiten. Bij de decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei in hoofdstuk 9 blijkt ook dat de volumegroei van het bruto binnenlands product een belangrijke verklarende factor is voor de volumeontwikkeling van de private en publieke R&D-uitgaven in absolute zin.
- Een punt van aandacht is hierbij wel dat gelijkblijvende nominale R&D-intensiteiten in de loop der tijd dalende R&D-intensiteiten inhouden op basis van volumebedragen. De prijs van R&D groeit namelijk structureel sneller dan de prijs van het bruto binnenlands product, door systematisch stijgende reële loonkosten van R&D-personeel. Hoewel de private R&D-intensiteit in Nederland over de periode 1970-2006 nominaal bezien slechts met 6% gedaald is, is op basis van volumebedragen een daling van 33% te berekenen (zie tabel 5.8 in hoofdstuk 5). Vanwege economische groei is de voorraad privaat R&D-kapitaal over die periode nog wel met 70% gegroeid, maar dat is veel minder dan de 170% groei die voor het totaal van 20 OECD-landen geldt (zie tabel 5.10 in hoofdstuk 5). In het totaal van die 20 OECD-landen is de private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen ongeveer gelijkgebleven over de periode 1970-2006.
- Finland is een interessant land om nader te beschouwen, omdat daar de private R&D-in-

tensiteit in de loop der tijd sterk gestegen is. Uit de decompositieanalyse in hoofdstuk 9 blijkt dat die sterke stijging van de private R&D-intensiteit onder meer in verband kan worden gebracht met een sterke toename van het aandeel van (medium-)hightechsectoren in het bruto binnenlands product en een verbetering van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland (van belang als vestigingsplaatsfactor voor R&D). Beide kunnen als resultaat worden gezien van succesvolle technologieontwikkeling in Finland. Nederland zou op vergelijkbare wijze een sterke verbetering van de private R&D-positie kunnen bereiken. De topgebiedenaanpak van het kabinet, gericht op versterking van de positie van een aantal kennisintensieve ‘topsectoren’ in de Nederlandse economie (Minister van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie, 2011), zou de kans op dergelijk technologisch-economisch succes kunnen vergroten.

- Voor Nederland lijkt het verder kansrijk om met actief beleid te proberen om de omvang van R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven te verhogen. Relatief lage R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederland (gecorrigeerd voor de sterke openheid van de Nederlandse economie) vormen namelijk een belangrijke verklaring voor de relatief lage private R&D-intensiteit in Nederland (Erken en Ruiters, 2008). In dit proefschrift zijn empirisch aanwijzingen verkregen dat Nederlandse bedrijven steeds meer R&D in het buitenland zijn gaan uitvoeren zonder dat daar in gelijke mate compensatie tegenover heeft bestaan van extra R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven in Nederland. Nader onderzoek waarin de R&D-internationaliseringsstromen over een lange periode in beeld worden gebracht voor Nederland in vergelijking met het buitenland, is nodig om hier meer duidelijkheid over te verkrijgen.

Met een verhoging van de R&D-uitgaven van buitenlandse bedrijven kan op langere termijn ook de sectorstructuur zich aanpassen in de richting van een groter aandeel van (medium)hightechsectoren in het bruto binnenlands product. Uit het onderzoek van Erken en Ruiters (2008) en daarnaast recent onderzoek van Van Stel e.a. (2011) blijkt namelijk dat de sectorstructuur op langere termijn in belangrijke mate afhankelijk is van de private R&D-positie (gecorrigeerd voor de invloed van de sectorstructuur) en de publieke R&D-positie van een land. Dat zijn factoren die de technologische concurrentiepositie van een land beïnvloeden en daarmee ook de omvang van (medium)hightechsectoren binnen het bruto binnenlands product.

Menselijk kapitaal als factor binnen het Solow-residu

- De groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid is de tweede kernfactor achter het Solow-residu. Deze factor is voor een belangrijk deel te representeren door de groei van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking. Een structurele toename van de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking heeft structureel een belangrijke bijdrage geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland. Via een gevonden elasticiteit van 0,40 is de bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei op 0,34%-punt gemiddeld per jaar berekend in de decompositie van hoofdstuk 9. Bij deze bijdrage van de groei van de gemiddelde opleidingsduur is nog geen rekening gehouden met een indirect effect op langere termijn op de groei van de kapitaalarbeidsverhouding (bij een gegeven investeringsquote; zie paragraaf 2.3.4 en de bespreking van hoofdstuk 2 in de volgende paragraaf). Inclusief dat kapitaalverdiepingseffect kan de bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei nog ongeveer de helft hoger worden ingeschat.
- Naast de gemiddelde opleidingsduur is de inzet van arbeid in verhouding tot de omvang

van de bevolking van belang voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, omdat een hogere werkgelegenheid kan leiden tot meer inzet van minder productieve arbeid. In de empirische analyse is dit effect bevestigd. Een verhoging van de arbeidsparticipatie met 1% zou (bij een gegeven aantal gewerkte uren per werkzame persoon) een negatief effect op de arbeidsproductiviteit hebben van 0,43%.

- Een belangrijke vraag is of menselijk kapitaal ook via externe effecten bijdraagt aan productiviteitsgroei. Daarbij kan een onderscheid worden gemaakt tussen statische externaliteiten van menselijk kapitaal via kennisoverdracht tussen individuen in het productieproces en dynamische externaliteiten via een bijdrage van menselijk kapitaal aan innovatie. Statische externaliteiten worden empirisch niet bevestigd in dit proefschrift. Dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal zijn moeilijk te scheiden van de bijdrage van R&D aan de productiviteitsgroei. Innovatie is mensenwerk, waarmee menselijk kapitaal als input voor innovatie dynamische externaliteiten genereert. De gemiddelde opleidingsduur van de bevolking blijkt een te algemene indicator te zijn voor menselijk kapitaal om hiervan een aparte invloed te kunnen detecteren bij innovatie. Belangrijker is de inzet van wetenschappelijk en technisch personeel, maar die wordt al weerspiegeld door R&D-variabelen. Hoewel dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal moeilijk direct te detecteren zijn aan de hand van variabelen voor menselijk kapitaal, komen deze impliciet sterk tot uitdrukking via de invloed van R&D op de TFP-ontwikkeling. De dynamische externaliteiten van menselijk kapitaal rechtvaardigen overheidsbeleid gericht op versterking van het aanbod van bèta-technisch personeel als input voor R&D/innovatie. Dat is overigens ook een belangrijke vestigingsplaatsfactor voor R&D, naast de beschikbaarheid van excellente kennis (Erken en Kleijn, 2008).

Bevindingen op dataterrein

- In het empirisch onderzoek kon gewerkt worden met veel lange tijdreeksen op macroniveau voor determinanten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de ontwikkeling van de R&D-uitgaven van bedrijven. Niettemin zijn daarbij ook beperkingen naar voren gekomen. Zo zijn voor innovatie voornamelijk lange tijdreeksen beschikbaar die betrekking hebben op R&D en patenten. Met niet-R&D-innovatieactiviteiten en diverse factoren die van belang zijn voor de werking van het innovatiesysteem (zoals bijvoorbeeld samenwerking bij innovatie), kon niet of nauwelijks rekening worden gehouden. Een rijker beeld van factoren die innovatie beïnvloeden, had verkregen kunnen worden als ook voor allerlei andere innovatievariabelen lange tijdreeksen beschikbaar waren geweest. Een breder geheel van innovatievariabelen kan wel gebruikt worden in onderzoek voor een beperkt aantal jaren op microniveau. Een nadeel van onderzoek op microniveau is echter dat externe effecten van kennisontwikkeling moeilijk te modelleren zijn.
- Het gebruik van data voor kapitaaldiensten heeft in de empirische analyses ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling problemen gegeven. Hoewel in theoretisch opzicht de hoeveelheid kapitaaldiensten een betere maatstaf voor de inzet van fysiek kapitaal is dan de kapitaalvoorraad, worden met kapitaaldiensten als variabele duidelijk minder plausibele schattingsresultaten verkregen dan met de voorraad kapitaal als traditionele maatstaf voor fysiek kapitaal. Daarom is bij de empirische schattingen teruggevallen op de voorraad kapitaal als maatstaf voor fysiek kapitaal. Het is een onderwerp voor vervolgonderzoek om na te gaan hoe het begrip kapitaaldiensten beter ingepast kan worden in empirisch onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

- Daarnaast bestaat er voor toekomstig onderzoek behoefte aan adequatere data over marktwerking op macroniveau. Binnen de empirisch schattingen kon rekening worden gehouden met de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven en de openheid van de economie als indirecte variabelen voor marktwerking. Aan een directe maatstaf voor marktwerking zou de voorkeur gegeven kunnen worden. Daarbij kan gedacht worden aan de winstelastischeit (ontwikkeld door Boone (2000)), die aangeeft hoe sterk de winst van een bedrijf negatief reageert op een verhoging van de kosten van een bedrijf (zie verder paragraaf 1.4). Data hiervoor zijn tot nu toe alleen op sectorniveau beschikbaar en nog slechts voor enkele landen en voor relatief korte perioden. Het is wenselijk dat voor deze variabele lange tijdreeksen op macroniveau beschikbaar komen voor een groot aantal landen, zodat hier rekening mee gehouden kan worden in internationale panelanalyses op macroniveau zoals die in dit proefschrift zijn uitgevoerd.

10.4 Bespreking van de afzonderlijke hoofdstukken

Hoofdstuk 1: Inleiding

In het inleidende hoofdstuk 1 wordt een kader geschetst waarin technologische ontwikkeling tezamen met de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid als hoofddeterminant van de arbeidsproductiviteitsgroei fungeert. Er wordt teruggeblikt naar de jaren vijftig, toen een groot onverklaard deel van de arbeidsproductiviteitsgroei als residu werd berekend binnen groeiboekhoudingsanalyses. Dat residu werd in deze analyses in verband gebracht met technologische ontwikkeling, maar was verder nog niet goed tastbaar. Het Solow-residu en TFP-groei werden vervolgens belangrijke begrippen als benamingen voor het residu binnen groeiboekhoudingsanalyses. De neoklassieke groeitheorie kon dit residu niet verklaren, omdat technologische ontwikkeling daarin als een exogene factor werd beschouwd, veelal aangeduid als ‘*mana from heaven*’.

Sinds de tweede helft van de jaren tachtig zijn (semi-)endogene groeimodellen ontwikkeld die het neoklassieke raamwerk aanvullen met endogene technologische ontwikkeling. Een gemeenschappelijk kenmerk van de (semi)endogene groeimodellen is dat de technologische ontwikkeling afhankelijk wordt geacht van kennisontwikkeling, waarbij een belangrijke rol wordt toegekend aan R&D. Er zijn echter verschillende stromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie, met sterk uiteenlopende implicaties voor de wijze waarop R&D doorwerkt in de groeivoet van de arbeidsproductiviteit. De benaderingen zijn sterk theoretisch van aard en slechts in beperkte mate onderworpen aan empirische toetsing. Verder is een beperking van de verschillende (semi-)endogene groeimodellen dat het benaderingen zijn die primair op het wereldwijde niveau van kennisontwikkeling betrekking hebben, zoals al in paragraaf 10.2 aan de orde is gekomen.

In empirisch onderzoek is echter al wel veel aandacht geschonken aan de verklaring van de TFP-component binnen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling *op het niveau van individuele landen* (dan wel sectoren of individuele bedrijven). In die onderzoeken wordt veel gebruikgemaakt van R&D-kapitaal- en ‘catching-up’-variabelen, waarbij geen directe relatie met de (semi-)endogene groeitheorieën wordt gelegd. Met R&D-kapitaalvariabelen en ‘catching-up’-variabelen blijkt het in de praktijk goed mogelijk om de TFP-ontwikkeling te verklaren. Daar-

mee kan de vraag gesteld worden wat de (semi-)endogene groei modellen hier aan toevoegen. Er is feitelijk sprake van twee werelden, die van de theoretisch georiënteerde (semi-)endogene groei modellen en die van de empirische verklaring van de productiviteitsgroei, die niet goed op elkaar aansluiten. In dit proefschrift wordt een aansluiting gemaakt tussen de (semi-)endogene groeitheorie op het wereldwijde niveau en de R&D-kapitaalbenadering op het individuele landenniveau. In paragraaf 10.2 is al besproken langs welke lijnen dat gebeurt.

Hoofdstuk 2: Groeiboekhouding en neoklassieke groeitheorie

In hoofdstuk 2 worden conceptuele grondslagen besproken voor de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Eerst wordt de groeiboekhoudingsbenadering ('growth accounting') behandeld. Vervolgens wordt de groeiboekhoudingsbenadering in relatie gebracht tot de neoklassieke groeitheorie. De groeiboekhoudingsbenadering geeft een analytisch kader om de arbeidsproductiviteitsgroei van jaar op jaar uit te splitsen in drie componenten: de TFP-groei, een bijdrage van de groeivoet van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid (kapitaalverdieping) en een bijdrage van de groeivoet van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid. De groeivoet van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid geeft veranderingen weer in de samenstelling van de productiefactor arbeid en representeert daarmee de groeivoet van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. Binnen de neoklassieke groeitheorie zijn op vergelijkbare wijze technologische ontwikkeling, de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal en de groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid te onderscheiden als determinanten van de arbeidsproductiviteitsgroei. De neoklassieke groeitheorie geeft echter ook aan dat de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid niet exogeen is, maar op langere termijn in sterke mate wordt bepaald door technologische ontwikkeling en groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid (zoals in het onderstaande wordt toegelicht). Daarnaast spelen kwaliteitsverbeteringen van fysiek kapitaal een rol bij de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid, naast veranderingen in de investeringsquote.

De bijdragen van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid aan de arbeidsproductiviteitsgroei worden binnen de groeiboekhoudingsbenadering veelal gemeten door de betreffende groeivoeten van jaar op jaar te vermenigvuldigen met de aandelen van respectievelijk kapitaalinkomen en arbeidsinkomen in de toegevoegde waarde. Dat is gebaseerd op de veronderstellingen van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten in het totaal van de productiefactoren kapitaal en arbeid. Onder die veronderstellingen geldt namelijk dat de outputelasticiteiten van fysiek kapitaal en gewogen arbeidsdiensten binnen een productiefunctie overeenkomen met de inkomensaandelen van die productiefactoren in de toegevoegde waarde. De bijdrage van technologische ontwikkeling aan de arbeidsproductiviteitsgroei geeft binnen een productiefunctie dan rechtstreeks de TFP-groei weer zoals die binnen de groeiboekhoudingsbenadering wordt gemeten. De inkomensaandelen van fysiek kapitaal en arbeid bedragen ongeveer $1/3$ en $2/3$.

Binnen de factor arbeid kan voor menselijk kapitaal worden uitgegaan van een inkomensaandeel in de toegevoegde waarde van ongeveer $4/9$, waarmee de outputelasticiteit van menselijk kapitaal onder de veronderstelling van volledig vrije mededinging en constante schaalopbrengsten globaal op $4/9$ kan worden ingeschat. Binnen groeiboekhoudingsanalyses is het niet

nodig om het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde te kennen, omdat daarbij wordt uitgegaan van de gewogen hoeveelheid arbeidsdiensten per eenheid arbeid, die zowel menselijk kapitaal als ruwe arbeid omvat. Menselijk kapitaal wordt daarbij niet als afzonderlijke factor geëxpliciteerd binnen de ontwikkeling van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten. Het aandeel van inkomen uit menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde is echter wel relevant voor een inschatting van het effect van een toename van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid op de arbeidsproductiviteit.

Vanuit de neoklassieke groeitheorie is uitgewerkt hoe de TFP-groei en de directe bijdrage van groei van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid aan de arbeidsproductiviteitsgroei op langere termijn doorwerken in de arbeidsproductiviteitsgroei. Bij een gegeven investeringsquote (bruto-investeringen in verhouding tot het bruto binnenlands product) geldt dat de groeivoet van de investeringen per eenheid arbeid en daarmee op langere termijn de groeivoet van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid de groeivoet van de arbeidsproductiviteit volgt. Factoren die de arbeidsproductiviteitsgroei beïnvloeden werken daarmee op indirecte wijze door in de groeivoet van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid. De langetermijneffecten op de arbeidsproductiviteitsgroei zijn daarbij gelijk aan de directe (initiële) bijdragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei vermenigvuldigd met een multiplier die afhankelijk is van het gewicht van kapitaal binnen de productiefunctie. Dat betreft de output-elasticiteit van fysiek kapitaal. Bij een outputelasticiteit van fysiek kapitaal van ongeveer 1/3 heeft de multiplier een waarde van ongeveer 1,5 ($= 1/(1-1/3)$).

Naast de TFP-groei en de groeivoet van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid zijn ook kwaliteitsverbeteringen van fysiek kapitaal van belang als uiteindelijke determinant van de arbeidsproductiviteitsgroei. Kwaliteitsverbeteringen van fysiek kapitaal leiden tot prijsdalingen van kapitaalgoederen ten opzichte van de prijs van het bruto binnenlands product, die bij een gegeven nominale investeringsquote (nominale bruto-investeringen in verhouding tot het nominale bruto binnenlands product) positief doorwerken in de groeivoet van het investeringsvolume en daarmee in de groeivoet van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid.

Hoofdstuk 3: Verklaring van de TFP-groei vanuit de (semi-)endogene groeitheorie

In hoofdstuk 3 wordt vervolgens ingegaan op de verklaring van de TFP-groei vanuit de (semi-)endogene groeitheorie. Na een bespreking van de hoofdstromingen binnen de (semi-)endogene groeitheorie vindt een empirische toets plaats van de verklaringskracht van verschillende (semi-)endogene groeimodellen voor de TFP-ontwikkeling. Dat betreft schattingen op het wereldwijde niveau, gerepresenteerd door het totaal van de 20 in beschouwing genomen OECD-landen, omdat de (semi-)endogene groeimodellen voornamelijk op het wereldwijde niveau van toepassing zijn te achten.

Binnen de (semi-)endogene groeitheorie zijn vooral de op R&D gebaseerde modellen van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) interessant, omdat die rechtstreeks aangrijpen bij de technische ontwikkeling als verklarende factor voor de TFP-groei. Deze drie modellen hebben sterk uiteenlopende implicaties wat betreft de doorwerking van R&D in de TFP-groei. Volgens het model van Romer (1990) is de TFP-groei lineair afhankelijk van de absolute omvang van de R&D-inspanningen. Volgens het model van Jones (1995) is de groei van de

R&D-inspanningen bepalend voor de TFP-groei op lange termijn. Een verhoging van de omvang van de R&D-inspanningen (ten opzichte van een bepaald basispad met een bepaalde groei van de R&D-inspanningen) zou wel gedurende een lange transitieperiode een positieve (maar afnemende) invloed hebben op de TFP-groei. Volgens het model van Young (1998) is de TFP-groei lineair afhankelijk van de omvang van de R&D-inspanningen in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking in combinatie met de groei van de beroepsbevolking. Cruciaal bij deze modellen is hoe intertemporele spillovers van kennis gemodelleerd zijn.

De empirische literatuur geeft weinig duidelijkheid over welk (semi-)endogeen groeimodel het meest realistisch is, omdat de modellen nog niet voldoende empirisch zijn getoetst. Jones (1995) heeft er echter wel op gewezen dat het model van Romer (1990) moeilijk verenigbaar is met het feit dat de R&D-inspanningen in OECD-landen in de loop der tijd sterk zijn gestegen, terwijl de TFP-groei relatief constant is gebleven. Verder kan van het model van Young (1998) gezegd worden dat het gebaseerd is op enkele sterke veronderstellingen ten aanzien van de (werking en omvang van) spillovers van kennis, waarmee het model in theoretisch opzicht kwetsbaar is.

Bij de empirische toets van de (semi-)endogene groeimodellen op het wereldwijde niveau zijn de modellen van Romer (1990), Jones (1995) en Young (1998) vertaald naar vergelijkingen ter verklaring van de TFP-ontwikkeling. Uit de empirische schattingen volgt dat het model van Jones (1995) het beste verklaart en het model van Romer (1990) het minst. Het model van Young (1998) heeft een betere verklarende kracht dan het model van Romer (1990), maar bij een vergelijking van de resultaten van het model van Jones (1995), 'wint' het model van Jones (1995) duidelijk.

De schattingen op basis van het model van Jones (1995) leveren ook plausibel ogende resultaten op voor de kernparameters uit de kennisproductiefunctie van Jones (1995). Dat zijn een intertemporele spilloverelasticiteit en een schaalparameter. Voor de intertemporele spilloverelasticiteit wordt een waarde van 0,54 gevonden, voor de schaalparameter een waarde van 0,90. De waarde van de intertemporele spilloverelasticiteit is cruciaal voor de vraag of met een verhoging van de R&D-inspanningen (ten opzichte van een bepaald basispad) permanent een hogere (niet-afnemende) productiviteitsgroei bereikt kan worden. Ligt die waarde beneden de 1, zoals hier geschat is, dan geldt dat het niveau van de R&D-inspanningen op zeer lange termijn geen invloed heeft op de groeivoet van de productiviteit, maar 'slechts' verklarend is voor het niveau van de productiviteit. Het effect van een hoger niveau van de R&D-inspanningen op de groeivoet van de productiviteit neemt gedurende een lange transitieperiode steeds verder af vanwege een steeds geringer effect op de groeivoet van de kennisvoorraad. In absolute zin wordt de hoeveelheid nieuwe kennis nog wel permanent positief beïnvloed, maar in verhouding tot de kennisvoorraad neemt de hoeveelheid nieuwe kennis af, op zeer lange termijn asymptotisch tot 0. De schaalparameter geeft aan in welke mate bij een verhoging van de R&D-inspanningen sprake is van duplicatie/congestie ('stepping on toes'). Naarmate de waarde van deze parameter verder beneden de 1 ligt, is daarvan in sterkere mate sprake. De hier geschatte waarde van 0,90 geeft aan dat duplicatie/congestie zich slechts in beperkte mate voor zou doen.

Uit de gevonden waarden voor de spilloverparameter en de schaalparameter tezamen kan

worden afgeleid dat de omvang van de R&D-inspanningen op lange termijn met een elasticiteit van 0,44 doorwerkt in de omvang van de TFP. Dat loopt via een invloed van de (over een oneindige periode in het verleden) gecumuleerde omvang van de R&D-inspanningen op het niveau van de TFP. Jaarlijks wordt via nieuwe R&D-inspanningen een hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis aan de wereldwijde kennisvoorraad toegevoegd. Dat gaat gepaard met afschrijvingen op bestaande kennis die lineair afhankelijk kunnen worden gesteld van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis. Daarmee vormen de (over een oneindige periode in het verleden) gecumuleerde R&D-inspanningen de grondslag voor de wereldwijde kennisvoorraad. Voor de omvang van de kennisvoorraad zijn daarnaast intertemporele spillovers van belang. Die zorgen voor een versterkte doorwerking van de gecumuleerde R&D-inspanningen in de wereldwijde kennisvoorraad via een gestaffeld aanpassingsproces. Als mechanisme is verder relevant dat de omvang van de R&D-inspanningen op lange termijn met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de gecumuleerde omvang van de R&D-inspanningen.

Hoofdstuk 4: Empirische benaderingen ter verklaring van TFP-groei: R&D-kapitaalbenadering en ‘catching-up’

In hoofdstuk 4 vindt een bespreking plaats van twee veel gehanteerde empirische benaderingen ter verklaring van de TFP-groei op het niveau van individuele landen: de R&D-kapitaalbenadering en de ‘catching-up’-theorie (‘technology gap’-benadering). Binnen de R&D-kapitaalbenadering kunnen drie varianten worden onderscheiden. Deze drie varianten van de R&D-kapitaalbenadering worden in hoofdstuk 4 geanalyseerd, waarbij ook is gekeken naar de aansluiting bij de (semi-)endogene groei modellen die vooral op het wereldwijde niveau van toepassing kunnen worden geacht. De drie varianten worden hieronder kort besproken.

Binnen de *standaardvariant* van de R&D-kapitaalbenadering dragen nieuwe R&D-uitgaven bij aan een hogere voorraad R&D-kapitaal, terwijl tegelijkertijd wordt afgeschreven op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar via een vaste afschrijvingsvoet. De afschrijvingen zorgen er daarbij voor dat een verhoging van het niveau van de R&D-uitgaven ten opzichte van een bepaald basispad geen permanente invloed heeft op de groei van de voorraad R&D-kapitaal. Er vindt een relatief snel aanpassingsproces plaats waarbij een verhoging van de R&D-uitgaven met 10% ten opzichte van het basispad op langere termijn leidt tot 10% extra R&D-kapitaal. De afschrijvingen spelen een belangrijke rol tijdens het aanpassingsproces. De afschrijvingen groeien mee met de één jaar vertraagde voorraad R&D-kapitaal, wat ertoe leidt dat op langere termijn het effect van het hogere niveau van de R&D-uitgaven op de groei van de voorraad R&D-kapitaal is uitgewerkt. Bij een (in de literatuur) gangbare afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar van 15% is het langetermijneffect op het TFP-niveau na 10 jaar al voor bijna 90% bereikt.

In de praktijk is sprake van een systematische groei van de R&D-uitgaven, wat in samenhang kan worden beschouwd met structurele economische groei. Bij een gegeven R&D-intensiteit (R&D-uitgaven in verhouding tot het bruto binnenlands product) gaat economische groei namelijk gepaard met groei van de R&D-uitgaven. De vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar werkt daarbij zodanig uit dat de groei van de R&D-uitgaven op langere termijn met een elasticiteit van 1 doorwerkt in de groei van de voorraad R&D-kapitaal. De voortdurende groei van R&D-kapitaal die hieruit volgt, kan vervolgens voortdurende TFP-groei verklaren. Daarbij is zowel de groei van binnenlands R&D-kapitaal als de groei van bui-

tenlands R&D-kapitaal van belang. Beide gaan gepaard met spillovers van kennis, die via toenemende schaalopbrengsten in het totaal van de ‘productiefactoren’ fysiek kapitaal, arbeid en R&D-kapitaal de TFP-groei voort kunnen blijven stuwten.

De vaste afschrijvingsvoet op de voorraad R&D-kapitaal in het voorgaande jaar kan worden geïnterpreteerd als een parameter voor de veroudering van bestaande kennis. Die veroudering van bestaande kennis kan afhankelijk worden geacht van de wereldwijde ontwikkeling van nieuwe kennis. Een beperking van het uitgaan van een vaste afschrijvingsvoet is dat de afschrijvingen niet afhankelijk worden gemaakt van de omvang van de wereldwijd nieuw ontwikkelde kennis. Een *alternatieve benadering* is om de afschrijvingsvoet afhankelijk te stellen van de wereldwijde R&D-inspanningen. De gedachte hierachter is dat de wereldwijde R&D-inspanningen de ontwikkeling van nieuwe kennis op het wereldwijde niveau bepalen. Op het wereldwijde niveau kan worden uitgegaan van afschrijvingen die lineair afhankelijk zijn van de wereldwijde R&D-inspanningen. Door die afschrijvingen in verhouding te plaatsen tot de wereldwijde hoeveelheid R&D-kapitaal in het voorgaande jaar kan vervolgens een (wereldwijd van toepassing zijnde) afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar worden berekend die varieert over de tijd.

Bij die alternatieve benadering wordt verondersteld dat op het wereldwijde niveau de afschrijvingen op R&D-kapitaal vanwege veroudering van kennis altijd via een vaste factor achterblijven bij de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis als gevolg van nieuwe R&D-inspanningen. Dat is een realistischer benadering, die op het wereldwijde niveau leidt tot een veel langer aanpassingsproces bij de doorwerking van een verhoging van de R&D-inspanningen in het TFP-niveau dan bij een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal het geval is. Bitzer (2005) heeft al eerder de afschrijvingen lineair afhankelijk gemaakt van de hoeveelheid nieuw ontwikkelde kennis. Hij paste die methode toe op (industriële) sectoren in individuele landen. Zijn benadering kent echter als beperking dat de afschrijvingen alleen afhankelijk werden gemaakt van de door de sectoren zelf ontwikkelde kennis en niet van de kennis die elders ontwikkeld is in binnen- en buitenland. De methode van Bitzer (2005) heeft niettemin goede aanknopingspunten geboden voor een in dit proefschrift toe te passen benadering waarbij de afschrijvingen op R&D-kapitaal afhankelijk worden gesteld van de R&D-inspanningen op het wereldwijde niveau.

De *derde variant* die binnen de R&D-kapitaalbenadering kan worden onderscheiden, is het uitgaan van een lineaire relatie tussen de TFP-groei groei en de R&D-uitgaven in verhouding tot de toegevoegde waarde. Daarbij wordt geabstraheerd van afschrijvingen op R&D-kapitaal. Verder houdt deze benadering in dat wordt uitgegaan van constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal, wat inhoudt dat sprake zou zijn van een elasticiteit van 1 voor de invloed van R&D-kapitaal op de TFP. Het abstraheren van afschrijvingen op R&D-kapitaal bij deze benadering houdt feitelijk in dat deze op nul worden gesteld. Op het wereldwijde niveau kan men deze dan nog wel impliciet lineair verwerkt zien in de gevonden coëfficiënt voor de R&D-intensiteit, maar op het niveau van individuele landen is het resultaat moeilijk interpreteerbaar. De veronderstelling van constante meeropbrengsten van R&D-kapitaal is een ander zwak punt bij deze benadering. Empirisch onderzoek geeft namelijk aan dat de elasticiteit voor de invloed van R&D-kapitaal op de TFP sterk lager is dan 1.

Binnen de (semi-)endogene groei modellen sluit de benadering van Jones (1995) het meeste aan bij de R&D-kapitaalbenadering. Uit de benadering van Jones (1995) volgt voor de lange termijn een relatie waarbij de groei van de TFP lineair afhankelijk is van de groei van de hoeveelheid R&D-personeel. Uit de R&D-kapitaalbenadering volgt op lange termijn dat de groei van de TFP lineair afhankelijk is van de groei van de (reële) R&D-uitgaven. Als op het wereldwijde niveau de alternatieve afschrijvingsmethode wordt gebruikt bij de berekening van R&D-kapitaal, is het aanpassingsproces bij beide benaderingen vergelijkbaar. Bij de empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau in hoofdstuk 7 wordt de R&D-kapitaalbenadering toegepast met die alternatieve afschrijvingsmethode. Naar die variant van de R&D-kapitaalbenadering kan duidelijk de voorkeur uitgaan. Op die wijze is de R&D-kapitaalbenadering beter interpreteerbaar dan bij de standaardbenadering met een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal het geval is. Deze alternatieve variant van de R&D-kapitaalbenadering kan daarnaast rechtstreeks onderbouwd worden vanuit het semi-endogene groei model van Jones (1995), dat bij de empirische toetsing van (semi-)endogene groei modellen op het wereldwijde niveau in hoofdstuk 3 de beste verklaringskracht bleek te hebben voor de TFP-ontwikkeling.

Bij de empirische schattingen wordt rekening gehouden met zowel binnenlands als buitenlands R&D-kapitaal, waarbij verder een onderscheid wordt gemaakt tussen privaat en publiek R&D-kapitaal. Naast R&D-kapitaal wordt in de empirische analyse rekening gehouden met het ‘catching-up’-mechanisme. Het ‘catching-up’-effect kan net als een effect van buitenlands R&D-kapitaal als resultaat worden beschouwd van spillovers van buitenlandse kennis. Bij ‘catching-up’ speelt echter het technologisch ontwikkelingsniveau een land een rol voor de omvang van deze spillovers: landen met een lager technologisch ontwikkelingsniveau kunnen profiteren van buitenlandse kennis ontwikkeld door landen die als technologische leiders worden beschouwd. Bij de bespreking van hoofdstuk 6 verderop in deze paragraaf wordt concreet aangegeven hoe de technologische afstand tussen landen wordt gemeten bij de vormgeving van het ‘catching-up’-mechanisme voor de empirische schattingen in dit proefschrift.

Hoofdstuk 5: Productiviteit, menselijk kapitaal, fysiek kapitaal en R&D in internationaal en historisch perspectief

In hoofdstuk 5 vindt een cijfermatige bespreking plaats van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en van enkele kernfactoren achter de arbeidsproductiviteitsontwikkeling: de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid, de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en R&D als input voor innovatie. De cijfers worden telkens in een internationaal en een historisch perspectief geplaatst.

Voor Nederland blijkt onder andere dat de groei van de arbeidsproductiviteit (per gewerkt uur) over de periode 1960-2006 redelijk gemiddeld is geweest in vergelijking met andere landen. In de meest recente subperioden 1995-2000 en 2000-2006 bedroeg de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland gemiddeld respectievelijk 1,8% en 1,5% per jaar. Daarmee bleef Nederland in beide subperioden enigszins achter bij het OECD-gemiddelde. Nederland bevond zich in de periode 1995-2000 wel op het niveau van het EU15-gemiddelde en kwam hier in de periode 2000-2006 ruim bovenuit. Cijfers laten verder zien dat het niveau van de arbeidsproductiviteit (per gewerkt uur) in Nederland relatief hoog is ten opzichte van het OECD- en het EU15-gemiddelde.

Groeiboekhoudingsberekeningen op basis van data uit de EU KLEMS Database geven aan dat de TFP-groei in Nederland in de periode 1995-2005 in lijn is geweest met het gemiddelde in het buitenland, maar dat Nederland sterk achter is gebleven bij de bijdrage van niet-ICT-kapitaalverdieping (dat wil zeggen de groei van de hoeveelheid niet-ICT-kapitaaldiensten per eenheid arbeid) aan de arbeidsproductiviteitsgroei. De bijdragen van ICT-kapitaalverdieping en van veranderingen in de arbeidscompositie (groei van de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid) zijn in Nederland ongeveer even hoog geweest als gemiddeld in het buitenland. Uit niveauberekeningen die aansluiten bij de groeiboekhoudingsbenadering volgt verder dat Nederland ten opzichte van EU15- en OECD-landen bovengemiddeld scoort bij het TFP-niveau. Bij de hoeveelheid ICT-kapitaal, de hoeveelheid niet-ICT-kapitaal en de hoeveelheid gewogen arbeidsdiensten per eenheid arbeid scoort Nederland ongeveer neutraal ten opzichte van het totaal van de OECD-landen. Ten opzichte van het totaal van de EU15-landen heeft Nederland een iets betere positie.

De hoeveelheid kapitaaldiensten binnen de groeiboekhoudingsberekeningen is in de loop der tijd sterk gestegen in verhouding tot de voorraad kapitaal, zowel in Nederland als in andere landen. Die sterke stijging blijkt geconcentreerd te zijn bij ICT-kapitaal. Verder hebben relatieve prijsdalingen van investeringen in ICT een sterke positieve invloed gehad op de groei van de voorraad kapitaal en op het aandeel van ICT-kapitaal binnen de voorraad kapitaal. De relatieve prijsdalingen bij ICT-kapitaalgoederen en de sterke stijging van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal kunnen beide worden toegeschreven aan de sterke technologische vooruitgang die geïncorporeerd is in ICT-kapitaalgoederen. Die sterke technologische vooruitgang bij ICT-kapitaal heeft via kwaliteitsverbeteringen van ICT-kapitaal geleid tot relatieve prijsdalingen bij ICT-kapitaal en via een snellere veroudering van ICT-kapitaal tot een toename van de hoeveelheid ICT-kapitaaldiensten ten opzichte van de voorraad ICT-kapitaal.

In een cijfermatige bespreking van de factor R&D blijkt dat de private R&D-uitgaven als percentage van het bruto binnenlands product in veel landen sterk zijn gestegen over de periode 1970-2006. Nederland steekt hier negatief bij af met een lichte daling van deze (nominale) private R&D-intensiteit van 1,07% in 1970 naar 1,01% in 2006. Nederland komt hiermee in 2006 ruim beneden het totaal van de EU15-landen en sterk beneden het totaal van de OECD-landen uit. De ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland heeft geleid tot een gematigde groei van de voorraad privaat R&D-kapitaal in Nederland in vergelijking met andere landen. Ook bij de publieke R&D-uitgaven is in veel landen sprake geweest van een stijging als percentage van het bruto binnenlands product over de periode 1970-2006. Voor het totaal van de 20 OECD-landen geldt echter dat deze (nominale) publieke R&D-intensiteit vrij stabiel is geweest over de periode 1970-2006, met in 2006 ongeveer dezelfde waarde als in 1970.

Tot voor kort leken de publieke R&D-uitgaven in Nederland als percentage van het bruto binnenlands product in de loop de jaren sterk gedaald te zijn van een sterk bovengemiddelde positie tot een positie in de buurt van de EU15- en OECD-gemiddelden. Na een opwaartse herziening van de cijfers voor de R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen door het Centraal Bureau voor de Statistiek in 2010 heeft Nederland de eerdere sterk bovengemiddelde positie bij de publieke R&D-uitgaven echter weer teruggekregen. Na een verwerking van de ge-

reviseerde cijfers in de berekeningen voor de ontwikkeling van de voorraad publiek R&D-kapitaal blijkt verder dat de groei van de voorraad publiek R&D-kapitaal in Nederland sinds 1970 ongeveer even sterk is geweest als in het totaal van de 20 OECD-landen.

Hoofdstuk 6: Raamwerk voor de panelanalyses: verklarende variabelen, mechanismen en methodologie

In hoofdstuk 6 wordt een raamwerk gevormd voor de empirische verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven. Hierbij wordt eerder onderzoek ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in een totaalkader geplaatst. Besproken wordt hoe met die eerdere onderzoeken als achtergrond verklarende variabelen worden gekozen voor de eigen empirische analyses en welke mechanismen gemodelleerd worden. Ook wordt ingegaan op de methodologie die bij de uit te voeren empirische schattingen wordt gehanteerd, waarbij onder andere de gehanteerde cointegratiemethodiek wordt toegelicht.

Voor het te vormen raamwerk wordt als startpunt gebruikt dat drie hoofdcomponenten van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling kunnen worden onderscheiden: de TFP-ontwikkeling, een directe bijdrage van de ontwikkeling van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid en een directe bijdrage van de ontwikkeling van de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid. De TFP-ontwikkeling kan vervolgens hoofdzakelijk uit innovatie worden verklaard, waarbij de ontwikkeling van binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal en ‘catching-up’ als de belangrijkste factoren kunnen worden beschouwd. Daarnaast wordt bij de empirische schattingen rekening gehouden met diverse andere factoren die van invloed kunnen zijn op de TFP-ontwikkeling. Voorbeelden zijn: de sectorstructuur, de openheid van de economie, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven (als indicator voor de winstgevendheid van bedrijven), de belasting- en premiedruk, ondernemerschap en de stand van de conjunctuur. Voor al deze factoren worden verklarende variabelen gekozen afhankelijk van de beschikbaarheid van lange tijdreeksen voor de 20 OECD-landen uit het empirisch onderzoek.

De hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid wordt bij de empirische schattingen voornamelijk gerepresenteerd door de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar). Daarmee wordt voortgebouwd op eerder onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002) en Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007). Aanvullend wordt rekening gehouden met een mogelijke negatieve invloed van de arbeidsparticipatie (aantal werkzame personen in verhouding tot de bevolking) op de hoeveelheid menselijk kapitaal binnen de ingezette arbeid. De reden hiervoor is dat een hogere arbeidsparticipatie gepaard kan gaan met meer inzet van minder productieve arbeid. Aangezien de inzet van arbeid uitgedrukt in gewerkte uren hierbij van belang is, kan ook het aantal gewerkte uren per werkzame persoon in dit verband een rol spelen. Zo is het mogelijk dat minder productieve personen vaker in deeltijd werken, wat een opwaarts effect zou hebben op de gemiddelde arbeidsproductiviteit per gewerkt uur. Naast een samenstellingseffect van het aandeel deeltijdwerkers op de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid kan ook sprake zijn van een direct effect van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon op de arbeidsproductiviteit, via de TFP. Zo werkt een geringer aantal gewerkte uren per werkzame persoon rechtstreeks op positieve wijze door in de arbeidsproductiviteit als hierdoor minder vermoeidheid optreedt bij het werk, er harder wordt gewerkt in de beschikbare uren en/of er meer extra werk buiten de officiële uren wordt

verricht. Het aantal gewerkte uren per werkzame persoon zal als verklarende variabele fungeren voor beide deeleffecten.

Bij de modellering van R&D-kapitaal binnen de empirisch te schatten vergelijking ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling wordt voortgebouwd op onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004). Dat zijn invloedrijke onderzoeken die in belangrijke mate de stand van de kennis op dit terrein representeren. Een belangrijk verschil met deze onderzoeken is echter dat bij de berekening van de voorraad R&D-kapitaal niet van een vaste afschrijvingsvoet op R&D-kapitaal in het voorgaande jaar wordt uitgegaan, maar dat de afschrijvingen lineair afhankelijk worden gemaakt van de wereldwijde ontwikkeling van de R&D-uitgaven. Een verschil met de onderzoeken van Coe en Helpman (1995) en Guellec en Van Pottelsberghe (2001, 2004) is verder dat naast R&D-kapitaal rekening wordt gehouden met een ‘catching-up’-mechanisme. Spillovers van buitenlandse kennis worden daarmee gemodelleerd via twee elkaar aanvullende mechanismen: een algemeen effect van buitenlands R&D-kapitaal en een specifiek effect van het technologisch ontwikkelingsniveau van een land ten opzichte van de Verenigde Staten als (veronderstelde) technologische leider.

Een goede vormgeving van het ‘catch-up’-mechanisme is verre van eenvoudig te realiseren. In dit proefschrift wordt hier op tamelijk complexe wijze invulling aan gegeven, met vernieuwende elementen wat betreft de wiskundige vormgeving en de gebruikte variabelen voor het meten van de technologische afstand tussen landen. De technologische afstand tussen landen wordt op twee elkaar aanvullende manieren gemodelleerd, waarmee twee ‘catch-up’-mechanismen naast elkaar worden opgenomen:

- Bij de ene variant wordt de technologische afstand gemeten op basis van productiviteitsverhoudingen tussen landen. Daarbij wordt het arbeidsproductiviteitsniveau ten opzichte van de Verenigde Staten gecorrigeerd voor invloeden van de kapitaalarbeidsverhouding, het gemiddelde opleidingsniveau, de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren per werkzame persoon. Tevens wordt bij Noorwegen gecorrigeerd voor de invloed van de hoge inkomsten uit oliewinning. Voor deze correcties worden coëfficiënten gebruikt zoals die binnen de schattingen over de tijd simultaan gevonden worden op andere plaatsen binnen de te schatten vergelijkingen.
- Bij de andere variant wordt een directe maatstaf voor het technologisch ontwikkelingsniveau van een land gehanteerd, namelijk een variabele die een gecumuleerde hoeveelheid toegekende Amerikaanse patenten weergeeft (gecorrigeerd voor afschrijvingen in verband met veroudering van kennis) in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking.

Na de behandeling van de verklarende factoren voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling worden in hoofdstuk 6 verklarende factoren voor de R&D-uitgaven van bedrijven besproken, voor een groot deel aan de hand van eerdere empirische literatuur. Als verklarende factoren komen onder andere aan de orde: de sectorstructuur, de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, publiek uitgevoerde R&D, publiek-private interactie bij publieke R&D, de bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland, de hoogwaardige kennisvoorraad in binnen- en buitenland, de openheid van de economie, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven, de reële rente, de beschikbaarheid van bankkrediet, de R&D-intensiteit van bedrijven op het wereldwijde niveau en de stand van de conjunctuur. Bij de overheidsfinanciering

van bedrijfs-R&D wordt een onderscheid gemaakt tussen fiscale R&D-faciliteiten en overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D. De overige overheidsfinanciering omvat subsidies, kredieten en R&D-opdrachten van de overheid aan bedrijven. Onderscheidend van vele eerdere empirische studies is dat ook hier weer (net als bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling) een groot aantal (mogelijke) factoren tegelijkertijd in beschouwing wordt genomen.

Hoofdstuk 7: Panelanalyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling

In hoofdstuk 7 vindt een empirische verklaring plaats van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het individuele landenniveau. Bij de empirische schattingen wordt rekening gehouden met de bijdrage van kapitaalverdieping (ontwikkeling van fysiek kapitaal per eenheid arbeid) via *a priori* opgelegde groeiboekhoudingsgewichten, die het aandeel van kapitaalinkomen in de toegevoegde waarde weergeven. De overige verklarende variabelen zijn verklarende factoren voor het Solow-residu. Hieronder wordt een aantal kernuitkomsten van de empirische schattingen besproken.

Voor de gemiddelde opleidingsduur van de bevolking (in de leeftijd van 25-64 jaar) als variabele voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid wordt een sterk significante elasticiteit gevonden van 0,40. Deze uitkomst is in overeenstemming met de elasticiteit van globaal 4/9 die op grond van het inkomensaandeel van menselijk kapitaal in de toegevoegde waarde verwacht kon worden. De elasticiteit is in lijn met uitkomsten van eerder onderzoek van Bassanini en Scarpetta (2001, 2002). Wel komt de elasticiteit lager uit dan in later onderzoek van Arnold, Bassanini en Scarpetta (2007). Dat onderzoek gaf de indruk dat de gemiddelde opleidingsduur naast directe effecten ook aanzienlijke externe effecten op de arbeidsproductiviteit heeft. Dat wordt hier niet bevestigd.

Voor de arbeidsparticipatie (werkzame personen in verhouding tot de omvang van de bevolking) als aanvullende variabele voor de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid wordt een sterk significante elasticiteit gevonden van $-0,43$. Ook voor het aantal gewerkte uren per werkzame persoon (die deels in samenhang kan worden beschouwd met de hoeveelheid menselijk kapitaal per eenheid arbeid en daarnaast als een variabele die rechtstreeks de TFP kan beïnvloeden) wordt een sterk significante negatieve elasticiteit gevonden. Die bedraagt $-0,53$. Deze waarden sporen globaal genomen goed met eerdere empirische resultaten van Belorgey, Lecat en Maury (2004, 2006) en Bourlès en Cette (2007). De gevonden elasticiteiten geven aan dat er duidelijk sprake is van een uitruil tussen meer inzet van arbeid en de hoogte van de arbeidsproductiviteit als componenten van het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking, dat als een indicator voor het (materiële) welvaartsniveau in een land kan worden beschouwd. Een verhoging van de arbeidsinzet met 1% zou een neerwaartse invloed hebben op het arbeidsproductiviteitsniveau van 0,4-0,5%. Wel is dan nog steeds sprake van een positieve invloed op het bruto binnenlands product per hoofd van de bevolking van 0,5-0,6% ($= 1\% - 0,4-0,5\%$).

Voor binnenlands privaat en publiek R&D-kapitaal worden elasticiteiten gevonden die positief afhankelijk zijn van het aandeel dat een land heeft in de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal. Bij buitenlands privaat en publiek R&D-kapitaal wordt een positieve afhankelijkheid van de elasticiteiten van de openheid van de economie (gerepresenteerd door de invoerquote,

conform Coe en Helpman (1995)) empirisch bevestigd. Voor Nederland komen de elasticiteiten voor *binnenlands* privaat en publiek R&D-kapitaal uit op respectievelijk 0,07 en 0,05, uitgaande van 2006 als meest recente jaar van de schattingsperiode. Voor *buitenlands* privaat en publiek R&D-kapitaal bedragen de elasticiteiten respectievelijk 0,05 en 0,04. In de Verenigde Staten als relatief gesloten economie met een groot aandeel in de wereldwijde voorraad R&D-kapitaal zijn de elasticiteiten voor binnenlands privaat en publiek kapitaal sterk hoger dan in Nederland, terwijl de elasticiteiten voor buitenlands privaat en publiek R&D-kapitaal in de Verenigde Staten veel lager zijn dan in Nederland.

Interessant is dat de optelsommen van de elasticiteiten voor binnenlands en buitenlands (privaat en publiek) R&D-kapitaal in de Verenigde Staten aanzienlijk hoger zijn dan in de andere landen. De verklaring hiervoor lijkt te zijn dat spillovers binnen nationale grenzen sterker zijn dan internationaal over de grenzen heen, wat de Verenigde Staten een belangrijk schaalvoordeel geeft bij de benutting van R&D-spillovers. In het onderzoek van Coe en Helpman (1995) werd daar eerder al een indicatie voor verkregen. De hogere optelsommen voor de genoemde elasticiteiten in de Verenigde Staten houden in dat de Verenigde Staten bij de TFP-groei sterker kan profiteren van de groei van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal in totaliteit. Hier staat echter tegenover dat de Verenigde Staten weinig kan profiteren van een ‘catch-up’-effect, omdat de Verenigde Staten als technologisch leider kan worden beschouwd. Dat verklaart dat de arbeidsproductiviteitsgroei in de Verenigde Staten tot aan het midden van de jaren negentig gematigd is geweest in vergelijking met andere (technologisch volgende) landen. Sinds het midden van de jaren negentig heeft de Verenigde Staten wel een relatief hoge arbeidsproductiviteitsgroei gekend. Een verklaring daarvoor is dat de Verenigde Staten sterk wist te profiteren van ontwikkelingen op het gebied van ICT (bij de ontwikkeling/productie van ICT-goederen en bij de benutting ervan in productie- en innovatieprocessen, vooral in ICT-intensieve dienstensectoren).

Voor (binnenlands en buitenlands) privaat R&D-kapitaal zijn elasticiteiten gevonden die 1,5 keer zo hoog zijn als die voor (binnenlands en buitenlands) publiek R&D-kapitaal. Rekening houdend met de omvang van publieke R&D in verhouding tot private R&D, kan uitgaande van R&D-cijfers voor Nederland voor het jaar 2006 worden afgeleid dat een euro extra private R&D in Nederland gemiddeld genomen bijna 30% meer zou bijdragen aan de arbeidsproductiviteit in Nederland dan een euro extra publieke R&D. Een verhoging van de private R&D zou in Nederland op lange termijn met een multiplier van bijna 11 doorwerken in de omvang van het bruto binnenlands product en een verhoging van publieke R&D met een multiplier van ruim 8 (in beide gevallen is eenderde deel van het effect het gevolg is van extra groei van de kapitaalarbeidsverhouding bij een gegeven investeringsquote). Voor beide categorieën R&D is de berekende langetermijnmultiplier als zeer hoog te beschouwen.

Bij de interpretatie van de multipliers is het relevant om er rekening mee te houden dat een belangrijk deel van publieke R&D niet is gericht op wetenschap ten behoeve van technologieontwikkeling en innovatie bij bedrijven. Bij die onderdelen van publieke R&D kan worden uitgegaan van een lagere multiplier dan de hierboven genoemde voor publieke R&D in totaliteit. Dat impliceert echter dat bij publieke R&D uitgevoerd in richtingen die sterk relevant zijn voor technologieontwikkeling en innovatie bij bedrijven (waarbij met name aan de natuur- en technische wetenschappen kan worden gedacht), gemiddeld genomen een hogere

multiplier kan worden verwacht. Bij die onderdelen van publieke R&D zou de multiplier aanzienlijk uit kunnen stijgen boven de multiplier die gemiddeld genomen voor R&D bij bedrijven geldt.

Naast de effecten van binnenlands en buitenlands R&D-kapitaal wordt een belangrijke rol van het ‘catch-up’-mechanisme gevonden. Een vormgeving van het ‘catch-up’-mechanisme waarbij de technologische afstand tussen landen wordt gemeten op basis van aantallen toegekende Amerikaanse patenten in verhouding tot de omvang van de beroepsbevolking, blijkt een sterke verklaringskracht te hebben voor de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in een land. Daarbij wordt verder een interactie-effect van de R&D-kapitaalintensiteit gevonden. Dat bevestigt het belang van het zelf uitvoeren van R&D voor de benutting van buitenlandse technologische kennis.

Hoofdstuk 8: Panelanalyse ter verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven

In hoofdstuk 8 vindt een empirische verklaring van de R&D-uitgaven van bedrijven in verhouding tot de omvang het bruto binnenlands product plaats op het individuele landenniveau. De R&D-uitgaven van bedrijven in de teller en de omvang van het bruto binnenlands product in de noemer zijn uitgedrukt in volumebedragen, waarbij voor de R&D-uitgaven een sterkere prijsontwikkeling geldt dan voor het bruto binnenlands product. Door een aparte vergelijking te schatten voor de R&D-uitgaven van bedrijven wordt inzichtelijk gemaakt hoe bepaalde variabelen de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op indirecte wijze beïnvloeden via de R&D-uitgaven van bedrijven.

Empirisch worden sterke effecten gevonden van de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D, de relatieve prijs van R&D (prijs van R&D ten opzichte van prijs van het bruto binnenlands product), de sectorstructuur, de hoogwaardige kennisvoorraad in eigen land ten opzichte van die in het buitenland (relevante factor in het kader van het R&D-vestigingsklimaat), de bescherming van intellectueel eigendom in binnen- en buitenland, de beschikbaarheid van bankkrediet en de wereldwijde R&D-intensiteit van bedrijven. Ook worden significante invloeden gevonden van R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen, publiek-private interactie bij R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen, de nettokapitaalinkomensquote van bedrijven, de openheid van de economie en de stand van de conjunctuur (de laatste met een negatieve invloed). Er komt geen invloed naar voren van de reële rente.

Beleidsmatig is de invloed van de overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D van bijzonder belang. Overheidsfinanciering vormt een direct instrument van de overheid om de R&D-uitgaven van bedrijven te beïnvloeden. Zowel de overheidsfinanciering via fiscale R&D-faciliteiten als de overige overheidsfinanciering (subsidies/kredieten en R&D-opdrachten) blijken een sterk significante invloed te hebben. Voor de overige overheidsfinanciering wordt een hogere multiplier gevonden dan voor fiscale R&D-faciliteiten, uitgaande van ‘conventionele’ fiscale regelingen. Voor dit type fiscale R&D-faciliteiten volgt een multiplier van 0,93, terwijl de multiplier voor de overige overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D op 1,15 wordt geschat. Bij incrementele regelingen kan een aanzienlijk hogere multiplier worden bereikt dan bij conventionele regelingen. Daar is echter geen schatting van gemaakt. Het betreft hier effecten van fiscale prijsverlagingen van R&D die ‘aan de marge’ worden bereikt. Bij incrementele re-

gelingen kan met een bepaald bedrag aan overheidsmiddelen een sterkere prijsverlaging van R&D aan de marge worden bereikt dan bij conventionele regelingen.

Naast overheidsfinanciering van bedrijfs-R&D is publiek R&D-kapitaal relevant voor de omvang van de R&D-uitgaven van bedrijven. Bedrijven kunnen met private R&D-inspanningen voortbouwen op publiek ontwikkelde kennis. Bij de empirische schattingen wordt een onderscheid gemaakt tussen R&D-kapitaal van hogeronderwijsinstellingen en R&D-kapitaal van researchinstellingen. Voor deze twee categorieën publiek R&D-kapitaal worden semi-elasticiteiten geschat, die kunnen worden omgezet naar multipliers die de effecten op langere termijn weergeven van extra R&D-uitgaven van hogeronderwijsinstellingen en researchinstellingen op de R&D-uitgaven van bedrijven. Uitgaande van de R&D-intensiteit van bedrijven in Nederland in 2006 kan uit de gevonden semi-elasticiteiten worden afgeleid dat een euro extra R&D bij hogeronderwijsinstellingen op langere termijn zou leiden tot 0,23 euro extra R&D bij bedrijven en dat een euro extra R&D bij researchinstellingen op langere termijn zou leiden tot 0,46 euro extra R&D bij bedrijven.

Van grote invloed op de R&D-intensiteit van bedrijven in een land is de sectorstructuur. Hiervoor zijn als variabelen opgenomen: het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie en het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie. Beide variabelen hebben een significante positieve invloed. Voor de eerstgenoemde sectorstructuurvariabele wordt een elasticiteit van 0,36 gevonden, voor de tweede een elasticiteit van 0,80. In veruit de meeste van de 20 OECD-landen die in het onderzoek zijn opgenomen, is het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie trendmatig gedaald. Het aandeel van hightech- en mediumhightechsectoren in de toegevoegde waarde van de industrie is daarentegen in een groot aantal landen trendmatig toegenomen.

In een aantal landen heeft de sectorstructuurontwikkeling gedurende de periode 1970-2006 een positieve bijdrage geleverd aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit. Ierland en Finland hebben het sterkst geprofiteerd van de sectorstructuurontwikkeling, met positieve invloeden op de R&D-intensiteit van bedrijven in 2006 ten opzichte van 1970 die op 87% en 75% zijn te berekenen. In Nederland is sprake geweest van een negatieve bijdrage van de sectorstructuurontwikkeling, die op 18% kan worden geschat. De sectorstructuur blijkt verder een belangrijke bijdrage te leveren aan de private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het OECD-gemiddelde. Die bijdrage is, afhankelijk van de berekeningswijze (de R&D-intensiteit in eigen land dan wel die in het buitenland als referentiepunt), voor 2006 te kwantificeren op 0,28%-0,36% van het bruto binnenlands product.

De bescherming van intellectueel eigendom en de openheid van de economie zijn factoren die internationaal een positieve trendmatige ontwikkeling hebben gehad. Die variabelen hebben positief bijgedragen aan de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in de verschillende landen gedurende de periode 1970-2006. Beide variabelen leveren een belangrijke bijdrage aan de verklaring van de trendmatige stijging van de nominale private R&D-intensiteit die in veel landen heeft plaatsgevonden. Voor de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen staat hier een negatieve invloed tegenover van een trendmatige stijging van de relatieve prijs van R&D, gedefinieerd als de prijs van R&D ten opzichte van

de prijs van het bruto binnenlands product. De gevonden elasticiteit van $-0,94$ voor deze variabele houdt in dat het volume van de R&D-uitgaven licht minder dan proportioneel reageert op relatieve prijsstijgingen van R&D, zodat een relatieve prijsstijging van R&D wel enige positieve invloed uitoefent op de nominale R&D-intensiteit.

Opmerkelijk is dat bij de verklaring van de private R&D-intensiteit in Nederland ten opzichte van het buitenland aan de hand van de verkregen empirische resultaten een sterke onverklaarde negatieve trend zichtbaar is het nadeel van Nederland. Dat zou erop kunnen duiden dat internationalisering van R&D sterker negatief heeft uitgewerkt op de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland dan tot uitdrukking komt in een geschat effect van de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland. Er lijkt sprake te zijn van een in de loop der tijd toegenomen kloof tussen de omvang van de R&D-uitgaven van Nederlandse bedrijven in het buitenland en de R&D-uitgaven die daar tegenover staan van buitenlandse bedrijven in Nederland. Dat zou vervolgens een belangrijke verklaring kunnen bieden voor de groeiende private R&D-achterstand van Nederland ten opzichte van het totaal van de 20 OECD-landen die in de regressieanalyse zijn opgenomen.

Hoofdstuk 9: Decompositie van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling in Nederland en enkele andere landen

In hoofdstuk 9 vindt een decompositieanalyse plaats, waarbij voor Nederland, Finland, Duitsland en de Verenigde Staten de bijdragen van verschillende factoren aan de feitelijke arbeidsproductiviteitsontwikkeling in de periode 1970-2006 worden gekwantificeerd. Hierbij wordt zowel met directe invloeden als met indirecte invloeden via de R&D-uitgaven rekening gehouden. De berekeningen worden uitgevoerd door de gevonden coëfficiënten bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling en de R&D-uitgaven van bedrijven in de hoofdstukken 7 en 8 toe te passen op de feitelijke ontwikkelingen van variabelen over de periode 1970-2006. Bij de indirecte invloeden via de R&D-uitgaven is sprake van een lang aanpassingsproces via een accumulatiefunctie voor R&D-kapitaal.

De analyse wordt uitgevoerd voor Nederland en Finland als relatief kleine landen en voor Duitsland en de Verenigde Staten als grote landen. In alle vier de landen geldt dat de ontwikkeling van de kapitaalarbeidsverhouding en de ontwikkeling van verschillende categorieën R&D-kapitaal (onderscheiden zijn: binnenlands en buitenlands privaat R&D-kapitaal en binnenlands en buitenlands publiek R&D-kapitaal) belangrijke bijdragen hebben geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei in de volledige periode 1970-2006. Voor Nederland en Finland geldt dat gedurende de gehele periode ook voor de ontwikkeling van de gemiddelde opleidingsduur. In Duitsland en de Verenigde Staten is de bijdrage daarvan in de jaren negentig en de meest recente periode 2000-2006 beperkt geweest. In alle vier de landen heeft verder de toename van de openheid van de economie een structurele positieve bijdrage van betekenis geleverd aan de arbeidsproductiviteitsgroei. Voorts is verkregen dat 'catching-up' ten opzichte van de Verenigde Staten als technologische leider een belangrijke structurele (positieve) bijdrage aan de arbeidsproductiviteitsgroei heeft geleverd in Nederland, Finland en Duitsland.

Voor Nederland zijn als belangrijke positieve bijdragen aan de arbeidsproductiviteitsgroei over de periode 1970-2006 berekend:

- een bijdrage van de groei van de kapitaalarbeidsverhouding: gemiddeld 0,54%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van de gemiddelde opleidingsduur: gemiddeld 0,34%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van binnenlands privaat R&D-kapitaal: gemiddeld 0,11%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van binnenlands publiek R&D-kapitaal: gemiddeld 0,09%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van buitenlands privaat R&D-kapitaal, in combinatie met een stijging van de invoerquote als interactieterm: gemiddeld 0,20%-punt per jaar;
- een bijdrage van de groei van buitenlands publiek R&D-kapitaal, in combinatie met een stijging van de invoerquote als interactieterm: gemiddeld 0,08%-punt per jaar;
- een bijdrage van ‘catching-up’: gemiddeld 0,62%-punt per jaar;
- een bijdrage van de daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon: gemiddeld 0,40%-punt per jaar.

Tegenover een sterke positieve bijdrage van de daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon staat een forse negatieve bijdrage van de toegenomen arbeidsparticipatie, wat per saldo resulteert in een beperkte positieve bijdrage van deze twee factoren tezamen van gemiddeld 0,15%-punt per jaar over de periode 1970-2006. In de deelperiode 1990-2000 heeft bij die twee effecten een negatieve bijdrage van de toegenomen arbeidsparticipatie sterk overheerst. Die bedroeg toen gemiddeld 0,56%-punt per jaar, tegenover een positieve bijdrage van een daling van het aantal gewerkte uren per werkzame persoon van 0,07%-punt per jaar in die periode.

Sterke dalingen van de private en de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen hebben in Nederland een neerwaartse invloed gehad op de bijdragen van de ontwikkeling van privaat en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Nederland. Belangrijke verklarende factoren voor de sterke daling van de private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen in Nederland zijn een daling van het aandeel van de industrie in de toegevoegde waarde van de totale economie als onderdeel van het sectorstructureffect, een daling van de R&D-kapitaalintensiteit van researchinstellingen en een verslechtering van de positie van Nederland ten opzichte van het buitenland bij de hoogwaardige kennisvoorraad (te beschouwen als R&D-vestigingsplaatsfactor). Ook is een negatief effect van de relatieve prijsstijging van R&D duidelijk belang geweest. Via een elasticiteit van $-0,94$ werkt die sterk negatief door in de R&D-intensiteit van bedrijven op basis van volumebedragen.

Met de verklarende factoren uit de decompositieanalyse kan de sterk gedaalde private R&D-intensiteit op basis van volumebedragen in Nederland (van ruim 1% per jaar over de periode 1970-2006) echter slechts voor 62% verklaard worden. In hoofdstuk 8 is een soortgelijk beeld verkregen bij een verklaring van de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit in Nederland ten opzichte van het buitenland. Het zou een steeds verder toegenomen kloof weer kunnen geven tussen de hoeveelheid R&D die Nederlandse bedrijven in het buitenland verrichten en de hoeveelheid R&D die buitenlandse bedrijven in Nederland uitvoeren. Historisch datamateriaal over deze R&D-internationaliseringsstromen is nodig om hier nader inzicht in te verkrijgen.

In Finland is sprake geweest van sterke stijgingen van de private en de publieke R&D-intensiteit op basis van volumebedragen. Dat heeft tot relatief hoge bijdragen van de groei van privaats en publiek R&D-kapitaal aan de arbeidsproductiviteitsgroei in Finland geleid van respectievelijk 0,5%-punt en 0,2%-punt gemiddeld per jaar over de periode 1970-2006. Bij de verklarende factoren voor de ontwikkeling van de private R&D-intensiteit onderscheidt Finland zich van de andere drie landen met name bij een sterk positief effect van de ontwikkeling van de sectorstructuur. Daarnaast scoort Finland in vergelijking met de andere drie landen positief bij de invloeden van de ontwikkeling van de hoogwaardigekennispositie ten opzichte van het buitenland, de ontwikkeling van de publieke R&D-intensiteiten, de ontwikkeling van de bescherming van intellectueel eigendom en de ontwikkeling van de nettokapitaalinkomensquote.

De twee eerstgenoemde factoren kunnen als resultaat worden beschouwd van succesvolle technologieontwikkeling in Finland, zoals besproken is in paragraaf 10.3. Succesvolle technologieontwikkeling heeft de positie van Finland op de wereldmarkt versterkt, wat heeft geleid tot een groter aandeel van (medium-)hightechsectoren in het bruto binnenlands product. Voorts is hierdoor de hoogwaardigekennisvoorraadpositie ten opzichte van het buitenland vergroot, wat Finland als vestigingsplaats voor R&D aantrekkelijker heeft gemaakt. Stijgingen van de private R&D-intensiteit als gevolg van deze twee factoren hebben vervolgens de hoogwaardige kennisvoorraad en de Finse positie op de wereldmarkt verder kunnen versterken.

Naast de ontwikkeling van de private en de publieke R&D-intensiteit is de volumegroei van het bruto binnenlands product belangrijk voor de volumeontwikkeling van de private en publieke R&D-uitgaven in absolute zin. Bij de uiteindelijke doorwerking van de verklarende factoren voor de R&D-uitgaven in de arbeidsproductiviteitsgroei via de voorraad R&D-kapitaal blijkt de volumegroei van het bruto binnenlands product een grote rol te hebben in de decompositieanalyse. Dat heeft een sterk raakvlak met de semi-endogene groeitheorie van Jones (1995), waarin de productiviteitsgroei op lange termijn wordt bepaald door de groei van de hoeveelheid R&D-personeel. De groei van de hoeveelheid R&D-personeel is tot op zekere hoogte vergelijkbaar met de volumegroei van de R&D-uitgaven, die bij de R&D-kapitaalbenadering bepalend is voor de aan R&D toe te schrijven productiviteitsgroei op langere termijn.

Referenties

Abdih, Y. en F.L. Joutz (2005), *Relating the knowledge production function to total factor productivity: an endogenous growth puzzle*, International Monetary Fund, IMF Working Paper, WP/05/74, Washington.

Abdih, Y. en F.L. Joutz (2006), *Relating the knowledge production function to total factor productivity: an endogenous growth puzzle*, *IMF Staff Papers*, 53(2), blz. 242-271.

Abramovitz, M. (1956), *Resource and output trends in the United States since 1870*, *American Economic Review*, 46(2), blz. 5-23.

Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith en P.W. Howitt (2002), *Competition and innovation: an inverted U relationship*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 9269, Cambridge (MA).

Aghion, P., N. Bloom, R. Blundell, R. Griffith en P.W. Howitt (2005), *Competition and innovation: an inverted-U relationship*, *Quarterly Journal of Economics*, 120(2), blz. 710-728.

Aghion, P. en R. Griffith (2005), *Competition and Growth. Reconciling Theory and Evidence*, The MIT Press, Cambridge (MA)/Londen.

Aghion, P. en P.W. Howitt (1992), *A model of growth through creative destruction*, *Econometrica*, 60(2), blz. 323-351.

Aghion, P. en P.W. Howitt (1998), *Endogenous Growth Theory*, The MIT Press, Cambridge (MA)/Londen.

Antenbrink, P., K.J.M. Burger, M.F. Cornet, M. Rensman en H.D. Webbink (2005), *Nederlands onderwijs en onderzoek in internationaal perspectief*, Centraal Planbureau, CPB Document, no. 88, Den Haag.

Ark, H.H. van (2007), *Enhancing productivity requires more than ICT alone*, in: T.J.J.B. Wolters (red.), *Measuring the New Economy. Statistics between Hard-Boiled Indicators and Intangible Phenomena*, Elsevier, Amsterdam/Oxford, blz. 53-62.

Ark, H.H. van en R.C. Inklaar (2005), *Catching up or getting stuck? Europe's troubles to exploit ICT's productivity potential*, Groningen Growth and Development Centre, Research Memorandum GD-79, Groningen.

Ark, H.H. van en K. Jäger (2010), *Intangible capital in the Netherlands and its implications for future growth*, The Conference Board, Working Paper, New York.

Ark, H.H. van, M. O'Mahony en M.P. Timmer (2008), *The productivity gap between Europe and the United States: trends and causes*, *Journal of Economic Perspectives*, 22(1), blz. 25-44.

Referenties

- Ark, H.H. van, M. O'Mahony en G. Ypma (red.) (2007), *The EU KLEMS productivity report. An overview of results from the EU KLEMS Growth and Productivity Accounts for the European Union, EU Member States and major other countries in the world*, <http://www.euklems.net>.
- Arnold, J. (2008), *Do tax structures affect aggregate economic growth? Empirical evidence from a panel of OECD countries*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 643, Parijs.
- Arnold, J., A. Bassanini en S. Scarpetta (2007), *Solow or Lucas? Testing growth models using panel data from OECD countries*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 592, Parijs.
- Arrow, K.J., H.B. Chenery, B.S. Minhas en R.M. Solow, (1961), Capital-labor substitution and economic efficiency, *Review of Economics and Statistics*, 43(3), blz. 225-250.
- Baily, M.N. en A.K. Chakrabarti (1988), *Innovation and the Productivity Crisis*, The Brookings Institution, Washington.
- Baljí, S.H. en P.M. Waasdorp (1998), *Snelgroeiende ondernemingen in Nederland*, Ministerie van Economische Zaken, Den Haag.
- Balk, B.M. (2005), Divisia price and quantity indices: 80 years after, *Statistica Neerlandica*, 59(2), blz. 119-158.
- Balk, B.M. (2010), An assumption-free framework for measuring productivity change, *Review of Income and Wealth*, 56, Special Issue, blz. S224-S256.
- Balk, B.M. (2011), Measuring and decomposing capital input cost, *Review of Income and Wealth*, 57(3), blz. 490-512.
- Balk, B.M. en W.E. Diewert (2001), A characterization of the Törnqvist price index, *Economics Letters*, 72(3), blz. 279-281.
- Barro, R.J. en X. Sala-i-Martin (2004), *Economic Growth*, tweede editie, The MIT Press, Cambridge (MA)/Londen.
- Bartelsman, E.J. en H.L.F. de Groot (2004), Integrating evidence on the determinants of productivity, in: G.M.M. Gelauff, L. Klomp, S.E.P. Raes en T.J.A. Roelandt (red.), *Fostering Productivity. Patterns, Determinants and Policy Implications*, Contributions to Economic Analysis, 263, Elsevier, Amsterdam, blz. 159-183.
- Barton, G.T. en M.R. Cooper (1948), Relation of agricultural production to inputs, *Review of Economics and Statistics*, 30(2), blz. 117-126.
- Bassanini, A. en E. Ernst (2002), *Labour market institutions, product market regulation, and*

Referenties

innovation: cross-country evidence, OECD, Economics Department Working Papers, no. 316, Parijs.

Bassanini, A. en S. Scarpetta (2001), *Does human capital matter for growth in OECD countries? Evidence from pooled mean-group estimates*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 282, Parijs.

Bassanini, A. en S. Scarpetta (2002), Does human capital matter for growth in OECD countries? A pooled mean-group approach, *Economics Letters*, 74(3), blz. 399-405.

Bassanini, A., S. Scarpetta en P. Hemmings (2001), *Economic growth: the role of policies and institutions. Panel data evidence from OECD countries*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 283, Parijs.

Basu, S. en J.G. Fernald (1997), *Aggregate productivity and aggregate technology*, Board of Governors of the Federal Reserve System, International Finance Discussion Papers, no. 593, Washington.

Basu, S. en J.G. Fernald (2002), Aggregate productivity and aggregate technology, *European Economic Review*, 46(6), blz. 963-991.

Bator, F.M. (1958), The anatomy of market failure, *Quarterly Journal of Economics*, 72(3), blz. 351-379.

Baumol, W.J. (2002), *The Free-Market Innovation Machine. Analyzing the Growth Miracle of Capitalism*, Princeton University Press, Princeton/Oxford.

Baumol, W.J. (2004), Four sources of innovation and stimulation of growth in the Dutch economy, in: G.M.M. Gelauff, L. Klomp, S.E.P. Raes en T.J.A. Roelandt (red.), *Fostering Productivity. Patterns, Determinants and Policy Implications*, Contributions to Economic Analysis, 263, Elsevier, Amsterdam, blz. 185-198.

Bebczuk, R.N. (2002), R&D expenditures and the role of government around the world, *Estudios de Economía*, 29(1), blz. 109-121.

Becker, B. en N. Pain (2003), *What determines industrial R&D expenditure in the UK?*, National Institute of Economic and Social Research, Discussion Paper 211, Londen.

Becker, B. en N. Pain (2008), What determines industrial R&D expenditure in the UK?, *The Manchester School*, 76(1), blz. 66-87.

Beffy, P.-O., P. Ollivaud, P.W. Richardson en F. Sédillot (2006), *New OECD methods for supply-side and medium-term assessments: a capital services approach*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 482, Parijs.

Belorgey, N., R. Lecat en T.-P. Maury (2004), *Determinants of productivity per employee: an*

Referenties

empirical estimation using panel data, Banque de France, Notes d'Études et de Recherche, no. 110, Parijs.

Belorgey, N., R. Lecat en T.-P. Maury (2006), Determinants of productivity per employee: an empirical estimation using panel data, *Economics Letters*, 91(2), blz. 153-157.

Belussi, F. (1998), *A framework of analysis for self-employment in Italy*, Paper gepresenteerd op OECD/CERF/CILN International Conference on Self-Employment, Burlington, Ontario, 24-26 september 1998.

Benhabib, J. en M. Spiegel (1994), The role of human capital in economic development: evidence from aggregate cross-country data, *Journal of Monetary Economics*, 34(2), blz. 143-173.

Bergeijk, P.A.G. van, M.A. van Dijk, R.C.G. Haffner, G.H.A. van Hagen, R.A. de Mooij en P.M. Waasdorp (1995), *Economic policy, technology and growth*, Ministerie van Economische Zaken, Beleidsstudies Technologie Economie, no. 30, Den Haag.

Bergeijk, P.A.G. van, G.H.A. van Hagen, R.A. de Mooij en J. van Sinderen (1997), Endogenizing technological progress: the MESEMET model, *Economic Modelling*, 14(3), blz. 341-367.

Bergeijk, P.A.G. van en N.W. Mensink (1997), Measuring globalization, *Journal of World Trade*, 31(3), blz. 159-168.

Bergen, D.A. van den, M. van Rooijen-Horsten, M. de Haan en B.M. Balk (2008), *Productivity measurement at Statistics Netherlands*, Centraal Bureau voor de Statistiek, Working paper, Den Haag.

Berman, E.M. (1990), The economic impact of industry-funded university R&D, *Research Policy*, 19(4), blz. 349-355.

Berndt, E.R. en M.A. Fuss (1986), Productivity measurement with adjustments for variations in capacity utilization and other forms of temporary equilibrium, *Journal of Econometrics*, 33(1-2), blz. 7-29.

Bils, M. en P. Klenow (2000), Does schooling cause growth?, *American Economic Review*, 90(5), blz. 1160-1183.

Bitzer, J. (2005), Measuring knowledge stocks: a process of creative destruction, *Kyklos*, 58(3), blz. 379-393.

Blanton, J.D. (2000), *Euler. Foundations of Differential Calculus*, Springer, New York (vertaling van Euler (1755)).

Bloom, D.E., D. Canning en J. Sevilla (2002), *Technological diffusion, conditional conver-*

Referenties

gence, and economic growth, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 8713, Cambridge (MA).

Bloom, N., R. Griffith en J. van Reenen (2002), Do R&D tax credits work? Evidence from a panel of countries 1979-1997, *Journal of Public Economics*, 85(1), blz. 1-31.

Bolaky, B. en C. Freund (2004), *Trade, regulations, and growth*, World Bank, Policy Research Working Paper, no. 3255, Washington.

Bongers, F., P. den Hertog, R. Vandeberg en J. Segers (2003), *Naar een meetlat voor samenwerking. Verkenning van de mogelijkheden voor meting van kennisuitwisseling tussen publieke kennisinstellingen en bedrijven/maatschappelijke organisaties*, Dialogic, Utrecht (Werkdocument AWT).

Boone, J. (2000), *Competition*, Universiteit van Tilburg, Center for Economic Research (CentER), Discussion Paper, no. 2000-104, Tilburg.

Boone, J. en E.E.C. van Damme (2004), Marktstructuur en innovatie, in: B. Jacobs en J.J.M. Theeuwes (red.), *Innovatie in Nederland. De markt draait en de overheid faalt*, Preadviezen van de Koninklijke Vereniging voor de Staathuishoudkunde 2004, Koninklijke Vereniging voor de Staathuishoudkunde, Amsterdam, blz. 71-92.

Boone, J., J.C. van Ours en H.P. van der Wiel (2007), *How (not) to measure competition*, Centraal Planbureau, CPB Discussion Paper, no. 91, Den Haag.

Boschma, R.A., K. Frenken en J.G. Lambooy (2002), *Evolutionaire economie. Een inleiding*, Uitgeverij Coutinho, Bussum.

Bottazzi, L. en G. Peri (2005), *The international dynamics of R&D and innovation in the short and in the long run*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 11524, Cambridge (MA).

Boulhol, H. en L. Turner (2009), *Employment - productivity trade-off and labour composition*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 698, Parijs.

Bourlès, R. en G. Cette (2005), A comparison of structural productivity levels in the major industrialised countries, *OECD Economic Studies*, no. 41, blz. 75-108.

Bourlès, R. en G. Cette (2007), Trends in “structural” productivity levels in the major industrialized countries, *Economics Letters*, 95(1), blz. 151-156.

Brakman, S. en B.J. Heijdra (2004), Introduction, in: Brakman, S. en B.J. Heijdra (red.), *The Monopolistic Competition Revolution in Retrospect*, Cambridge University Press, Cambridge, blz. 1-45.

Brécard, D., A. Fougeyrollas, P. Le Mouël, L. Lemiale en P. Zagamé (2006), Macro-econo-

Referenties

mic consequences of European research policy: prospects of the Nemesis model in the year 2030, *Research Policy*, 35(7), blz. 910-924.

Broer, D.P., D.A.G. Draper en F.H. Huizinga (2000), The equilibrium rate of unemployment in the Netherlands, *De Economist*, 148(3), blz. 345-371.

Broer, D.P. en H.P. Huizinga (2004), Wage moderation and labour productivity, in: G.M.M. Gelauff, L. Klomp, S.E.P. Raes en T.J.A. Roelandt (red.), *Fostering Productivity. Patterns, Determinants and Policy Implications*, Contributions to Economic Analysis, 263, Elsevier, Amsterdam, blz. 141-158.

Brouwer, E. (2007), *Innovatie en mededinging: op zoek naar de bron van welvaart en vooruitgang*, Universiteit van Tilburg, Inaugurele rede, TILEC Discussion Paper, DP 2007-021, Tilburg.

Brouwer, E., H.P. van Dalen, T.J.A. Roelandt, M.L. Ruiter en H.P. van der Wiel (2004), Market structure, innovation and productivity: a marriage with chemistry, in: G.M.M. Gelauff, L. Klomp, S.E.P. Raes en T.J.A. Roelandt (red.), *Fostering Productivity. Patterns, Determinants and Policy Implications*, Contributions to Economic Analysis, 263, Elsevier, Amsterdam, blz. 199-212.

Brouwer, E. en A.H. Kleinknecht (1999), Keynes-plus? Effective demand and changes in firm-level R&D: an empirical note, *Cambridge Journal of Economics*, 23(3), blz. 385-391.

Brouwer, E. en H.P. van der Wiel (2010), *Competition and innovation: pushing productivity up or down?*, Universiteit van Tilburg, Center for Economic Research (CentER), Discussion Paper, no. 2010-52, Tilburg (als hoofdstuk 4 opgenomen in: H.P. van der Wiel (2010), *Competition and Innovation: Together a Tricky Rollercoaster for Productivity*, Dissertatie, Universiteit van Tilburg, CentER Dissertation Series, no. 250, Tilburg).

Buijink, C.P. (2007), ICT, innovation and entrepreneurship: the heart of the dynamic economy, in: Centraal Bureau voor de Statistiek, *New Economy – New Statistics. What counts when ICT is no longer taken at face value?*, Voorburg/Heerlen, blz. 15-18.

Burnside, A.C., M.S. Eichenbaum en S.T. Rebelo (1993), Labor hoarding and the business cycle, *Journal of Political Economy*, 101(2), blz. 245-273.

Butter, F.A.G. den en F.J. Wollmer (1992), *Endogenising technical progress in the Netherlands*, Ministerie van Economische Zaken, Beleidsstudies Technologie Economie, no. 22, Den Haag.

Butter, F.A.G. den en F.J. Wollmer (1996), An empirical model for endogenous technology in the Netherlands, *Economic Modelling*, 13(1), blz. 15-40.

Butter, F.A.G. den en R.W. van Zijp (2005), *Technologie en werkgelegenheid*, Ministerie van Economische Zaken, Beleidsstudies Technologie Economie, no. 28, Den Haag.

Referenties

- Buxton, A.J. (1974), An examination of the residual in U.K. manufacturing, *Bulletin of Economic Research*, 26(1), blz. 34-41.
- Carree, M.A., A.J. van Stel, A.R. Thurik en A.R.M. Wennekers (2007), *The relationship between economic development and business ownership revisited*, Tinbergen Instituut, Tinbergen Institute Discussion Paper, TI 2007-022/3, Amsterdam/Rotterdam.
- Caselli, F., G. Esquivel en F. Lefort (1996), Reopening the convergence debate: a new look at cross-country growth empirics, *Journal of Economic Growth*, 1(3), blz. 363-390.
- Caves, D.W., L.R. Christensen en W.E. Diewert (1982a), Multilateral comparisons of output, input, and productivity using superlative index numbers, *The Economic Journal*, 92(365), blz.73-86.
- Caves, D.W., L.R. Christensen en W.E. Diewert (1982b), The economic theory of index numbers and the measurement of input, output, and productivity, *Econometrica*, 50(6), blz. 1393-1414.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2006), *Kennis en economie 2006. Onderzoek en innovatie in Nederland*, Voorburg/Heerlen.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2007), *Kennis en economie 2007*, Voorburg/Heerlen.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2008), *De Nederlandse groeirekeningen 2007*, Den Haag.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2009), *Het Nederlandse ondernemingsklimaat in cijfers 2009*, Den Haag.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2010a), *The Dutch growth accounts 2009*, Den Haag.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (2010b), *Kennis en economie 2009*, Den Haag.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (in samenwerking met TNO) (2011), *ICT, kennis en economie 2011*, Den Haag/Heerlen.
- Centraal Planbureau (1998), *Recent trends in Dutch labor productivity: the role of changes in the composition of employment*, Werkdocument, no. 98, Den Haag.
- Centraal Planbureau (2004), Arbeidsproductiviteit en participatie, in: Centraal Planbureau, *Macro Economische Verkenning 2005*, Den Haag, blz. 143-151.
- Centraal Planbureau (2009), *Brede welvaart en nationaal inkomen*, CPB Notitie, 8 september 2009, Den Haag.
- Centraal Planbureau (2010), *SAFFIER II: 1 model voor de Nederlandse economie, in 2 hoedanigheden, voor 3 toepassingen*, CPB Document, no. 217. Den Haag.

Referenties

Chamberlin, E.H. (1933), *The Theory of Monopolistic Competition*, Harvard University Press, Cambridge (MA).

Chirinko, R.S. (2008), σ : The long and short of it, *Journal of Macroeconomics*, 30(2), blz. 671-686.

Christensen, L.R., D. Cummings en D.W. Jorgenson (1981), Relative productivity levels, 1947-1973: an international comparison *European Economic Review*, 16(1), blz. 61-94.

Christensen, L.R. en D.W. Jorgenson (1970), U.S. real product and real factor input, 1929-1967, *Review of Income and Wealth*, 16(1), blz. 19-50.

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson en L.J. Lau (1970), *Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function*, Paper gepresenteerd op Second World Congress of the Econometric Society, Cambridge (betreft eerdere versie van artikel 'Transcendental logarithmic production frontiers' uit 1973; in 1971 is een samenvatting verschenen in *Econometrica* (hieronder genoemd)).

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson en L.J. Lau (1971), Conjugate duality and the transcendental logarithmic production function, *Econometrica*, 39(4), blz. 255-256.

Christensen, L.R., D.W. Jorgenson en L.J. Lau (1973), Transcendental logarithmic production frontiers, *Review of Economics and Statistics*, 55(1), blz. 28-45.

Cobb, C.W. en P.H. Douglas (1928), A theory of production, *American Economic Review*, 18(1), Supplement, Papers and Proceedings, blz. 139-165.

Coe, D.T. en E. Helpman (1995), International R&D spillovers, *European Economic Review*, 39(5), blz. 859-887.

Cohen, W.M. en R.C. Levin (1989), Empirical studies of innovation and market structure, in: R. Schmalensee en R.D. Willig (red.), *Handbook of Industrial Organisation*, Volume 2, Elsevier Science, Amsterdam, blz. 1059-1107.

Cohen, W.M. en D.A. Levinthal (1989), Innovation and learning: the two faces of R&D, *The Economic Journal*, 99(397), blz. 569-596.

Cohen, D. en M. Soto (2007), Growth and human capital: good data, good results, *Journal of Economic Growth*, 12(1), blz. 51-76.

Copeland, M.A. (1937), Concepts of national income, in: National Bureau of Economic Research, *Studies in Income and Wealth*, Volume 1, blz. 3-63, New York.

Copeland, M.A. en E.M. Martin (1938), The correction of wealth and income estimates for price changes, in: National Bureau of Economic Research, *Studies in Income and Wealth*, Volume 2, blz. 85-135, New York.

Referenties

Cordes, J.J. (1989), Tax incentives and R&D spending: a review of the evidence, *Research Policy*, 18(3), blz. 119-133.

Cornwall, J. (1976), Diffusion, convergence and Kaldor's laws, *Economic Journal*, 86(342), blz. 307-314.

Cornwall, J. (1977), *Modern Capitalism: Its Growth and Transformation*, Martin Robertson, Londen.

David, P.A., B.H. Hall en A.A. Toole (2000), Is public R&D a complement or substitute for private R&D? A review of the econometric evidence, *Research Policy*, 29(4-5), blz. 497-529.

Denison, E.F. (1962), *The Sources of Economic Growth in the United States and the Alternatives before Us*, Supplementary Paper no. 13, Committee for Economic Development, New York.

Dickey, D.A. en W.A. Fuller (1979), Distributions of the estimators for autoregressive time series with a unit root, *Journal of the American Statistical Association*, 74(366), blz. 427-431.

Dickey, D.A. en W.A. Fuller (1981), Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root, *Econometrica*, 49(4), blz. 1057-1072.

Diewert, W.E. (1976), Exact and superlative index numbers, *Journal of Econometrics*, 4(2), blz. 115-145.

Diewert, W.E. (1992), Fisher ideal output, input, and productivity indexes revisited, *Journal of Productivity Analysis*, 3(3), blz. 211-248.

Dijk, J.W.A. van en N. van Hulst (1988), Grondslagen van het technologiebeleid, *Economisch Statistische Berichten*, 73(3674), blz. 868-873 en 878.

Dijkgraaf, E. en A.R. Thurik (2011), De nieuwe Nederlandse multiondernemerschapseconomie, *Economisch Statistische Berichten*, 96(4611), blz. 333-334.

Dimand, R.W. en B.J. Spencer (2008), *Trevor Swan and the neoclassical growth model*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 13950, Cambridge (MA).

Dinopoulos, E. en P. Thompson (1998), Schumpeterian growth without scale effects, *Journal of Economic Growth*, 3(4), blz. 313-335.

Divisia, F. (1925), L'indice monétaire et la théorie de la monnaie, *Revue d'Économie Politique*, 39(4-6), blz. 842-861, 980-1008 en 1121-1151.

Divisia, F. (1928), *Économique Rationnelle*, Gaston Doin et C^{ie}, Parijs.

Referenties

Dixit, A.K. en J.E. Stiglitz (1977), Monopolistic competition and optimum product diversity, *American Economic Review*, 67(3), blz. 297-308.

Donders, J.H.M. en A. Knoester (1995), Arbeidsinkomensquote en economische activiteit, in: A. Knoester en F.W. Rutten (red.), *Inkomensverdeling en economische activiteit*, Preadviezen van de Koninklijke Vereniging voor de Staathuishoudkunde 1995, LEMMA, Utrecht, blz. 37-58.

Donselaar, P., H.P.G. Erken en L. Klomp (2003), *Innovatie en productiviteit. Een analyse op macro-, meso- en microniveau*, Ministerie van Economische Zaken, EZ onderzoeksreeks, no. 3 (publicatienummer 03I21), Den Haag.

Donselaar, P., H.P.G. Erken en L. Klomp (2004), R&D and innovation: drivers of productivity growth, in: G.M.M. Gelauff, L. Klomp, S.E.P. Raes en T.J.A. Roelandt (red.), *Fostering Productivity. Patterns, Determinants and Policy Implications*, Contributions to Economic Analysis, 263, Elsevier, Amsterdam, blz. 75-91.

Donselaar, P. en A. Knoester (1999), *R&D-uitgaven van bedrijven: feiten en verklaringen*, Ministerie van Economische Zaken, Beleidsstudies Technologie Economie, no. 34, Den Haag.

Donselaar, P., H.R. Nieuwenhuijsen, J. van Sinderen en J.P. Verbruggen (2000a), Technologiestimulering bij bedrijven rendeert, *Economisch Statistische Berichten*, 85(4286), blz. 1016-1019.

Donselaar, P., H.R. Nieuwenhuijsen, J. van Sinderen en J.P. Verbruggen (2000b), *Economische effecten van R&D-stimulering bij bedrijven*, Ministerie van Economische Zaken, Beleidsstudies Technologie Economie, no. 36, Den Haag.

Donselaar, P. en S.E.P. Raes (2006), Second best, geen tweede keus, *Economisch Statistische Berichten*, Dossier 'ICT en economische groei', 91(4494S), blz. 44-47.

Donselaar, P. en J. Segers (2006), *Determinanten van R&D, innovatiekracht en arbeidsproductiviteit. Een panelanalyse voor 20 OECD-landen over de periode 1971-2001*, Ministerie van Economische Zaken, Onderzoeksreeks (publicatienummer 06OI19), Den Haag.

Dowrick, S. en M. Rogers (2002), Classical and technological convergence: beyond the Solow-Swan growth model, *Oxford Economic Papers*, 54(3), blz. 369-385.

Draper, D.A.G. en F.H. Huizinga (2000), ELIS: equilibrium labour income share, *The Economist*, 148(5), blz. 671-684.

Drop, M. en J.W.R. Schuit (1992), *De financieringsstructuur van het Midden- en Kleinbedrijf*, Staal Bankiers N.V. en Erasmus Universiteit Rotterdam, DELWEL Uitgeverij, Den Haag.

Dumagan, J.C. (2002), Comparing the superlative Törnqvist and Fisher ideal indexes, *Economics Letters*, 76(2), blz. 251-258.

Referenties

Engelbrecht, H.J. (1997), International R&D spillovers, human capital and productivity in OECD economies: an empirical investigation, *European Economic Review*, 41(8), blz. 1479-1488.

Engle, R.F. en C.W.J. Granger (1987), Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing, *Econometrica*, 55(2), blz. 251-276.

Erken, H.P.G., P. Donselaar en S.E.P. Raes (2008), An international comparison of productivity performance: the case of the Netherlands, in: H.P.G. Erken, *Productivity, R&D and Entrepreneurship*, Dissertatie, Erasmus Universiteit Rotterdam, ERIM PhD Series in Research in Management, no. 147, Rotterdam, blz. 17-62.

Erken, H.P.G., P. Donselaar en A.R. Thurik (2008), Total factor productivity and the role of entrepreneurship, in: H.P.G. Erken, *Productivity, R&D and Entrepreneurship*, Dissertatie, Erasmus Universiteit Rotterdam, ERIM PhD Series in Research in Management, no. 147, Rotterdam, blz. 259-320.

Erken, H.P.G. en M.J. Kleijn (2008), Location factors of international R&D activities: a multi-level perspective, in: H.P.G. Erken, *Productivity, R&D and Entrepreneurship*, Dissertatie, Erasmus Universiteit Rotterdam, ERIM PhD Series in Research in Management, no. 147, Rotterdam, blz. 185-226.

Erken, H.P.G. en M.L. Ruiters (2008), Anatomy of private R&D expenditure: an explanation of the Dutch R&D shortfall based on empirical evidence, in: H.P.G. Erken, *Productivity, R&D and Entrepreneurship*, Dissertatie, Erasmus Universiteit Rotterdam, ERIM PhD Series in Research in Management, no. 147, Rotterdam, blz. 117-152.

Euler, L. (1755), *Institutiones Calculi Differentialis cum eius usu in Analysi Finitorum ac Doctrina Serierum* [Foundations of Differential Calculus, with Applications to Finite Analysis and Series], Volume I, Academiae Scientiarum Petropolitanae, St. Petersburg.

Europese Commissie (2003), Drivers of productivity growth – An economy-wide and industry-level perspective, in: Europese Commissie, *European Economy*, no. 6 (The EU economy: 2003 review), Luxemburg, blz. 95-158.

Europese Commissie (2004), *European Competitiveness Report 2004*, SEC(2004) 1397, Brussel.

Europese Raad (2002), *Conclusies van het voorzitterschap. Europese Raad van Barcelona, 15 en 16 maart 2002*, http://europa.eu/european-council/index_nl.htm.

Europese Raad (2010), *Europese Raad - 25/26 maart 2010 - Conclusies*, Brussel.

Eurostat (2010), *Science, Technology and Innovation in Europe. 2010 Edition*, Publications Office of the European Union, Luxemburg.

Referenties

- Evenson, R.E. (1968), *The Contribution of Agricultural Research and Extension to Agricultural Production*, Dissertatie, University of Chicago, Chicago.
- Fabricant, S. (1954), Economic progress and economic change, in: S. Fabricant, *Economic Progress and Economic Change*, National Bureau of Economic Research, 34th Annual Report, New York, blz. 3-18.
- Fagerberg, J. (1987), A technology gap approach to why growth rates differ, *Research Policy*, 16(2-4), blz. 87-99.
- Fagerberg, J. en B. Verspagen (2002), Technology-gaps, innovation-diffusion and transformation: an evolutionary interpretation, *Research Policy*, 31(8-9), blz. 1291-1304.
- Falk, M. (2006), What drives business Research and Development (R&D) intensity across Organisation for Economic Co-operation and Development (OECD) countries?, *Applied Economics*, 38(5), blz. 533-547.
- Fellner, W. (1970), Trends in the activities generating technological progress, *American Economic Review*, 60(1), blz. 1-29.
- Fischer, S. (1993), The role of macroeconomic factors in growth, *Journal of Monetary Economics*, 32(3), blz. 485-512.
- Fisher, I. (1922), *The Making of Index Numbers. A Study of their Varieties, Tests, and Reliability*, Houghton Mifflin Company, Boston/New York.
- Flux, A.W. (1894), Review of Knut Wicksell's *Über Wert, Kapital und Rente* and P.H. Wicksteed's *Essay on the Co-ordination of the Laws of Distribution*, *The Economic Journal*, 4(14), blz. 303-313.
- Folmer, C. (2009), *Why do macro wage elasticities diverge? A meta analysis*, Centraal Planbureau, CPB Discussion Paper, no. 122, Den Haag.
- Fölster, S. (1990), The efficiency of innovation subsidies, in: E. Deiacio, E. Hörnell en G. Vickery (red.), *Technology and Investment: Crucial Issues for the 1990s*, OECD/Royal Swedish Academy of Engineering Sciences, Pinter Publishers, Londen, blz. 154-166.
- Fölster, S. (1991), *The Art of Encouraging Invention: A New Approach to Government Innovation Policy*, The Industrial Institute for Economic and Social Research, Stockholm.
- Frantzen, D. (1998), Technologische diffusie en de veranderlijke productiviteitseffecten van onderzoek en ontwikkeling, *Maandschrift Economie*, 62(1), blz. 5-27.
- Frantzen, D. (2000), R&D, human capital and international technology spillovers: a cross-country analysis, *Scandinavian Journal of Economics*, 102(1), blz. 57-75.

Referenties

- Fraumeni, B.M. en S. Okubo (2005), R&D in the national income and product accounts: a first look at its effects on GDP, in: C. Corrado, J.C. Haltiwanger en D.E. Sichel (red.), *Measuring Capital in the New Economy*, National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press, Chicago, blz. 275-316.
- Fuente, A. de la en R. Doménech (2000), *Human capital in growth regressions: how much difference does data quality make?*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 262, Parijs.
- Gelauff, G.M.M. (2004), Productiviteit: de loonmatiging voorbij, *Economisch Statistische Berichten*, 89(4447), blz. 562-564.
- Gerschenkron, A. (1962), Economic backwardness in historical perspective, in: A. Gerschenkron, *Economic Backwardness in Historical Perspective. A Book of Essays*, The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge (MA), blz. 5-30.
- Ginarte, J.C. en W.G. Park (1997), Determinants of patent rights: a cross-national study, *Research Policy*, 26(3), blz. 283-301.
- Goldsmith, R.W. (1955), *A Study of Saving in the United States*, Volume I, Princeton University Press, Princeton.
- Goldsmith, R.W. (1956), National balance sheets and national wealth statements, 1896 to 1949, in: R.W. Goldsmith, D.S. Brady en H. Mendershausen, *A Study of Saving in the United States*, Volume III, Princeton University Press, Princeton, blz. 1-138.
- Gomulka, S. (1971), *Inventive activity, diffusion and stages of economic growth*, Aarhus Universitet, Skrifter fra Aarhus Universitets Økonomiske Institut, no. 24, Aarhus.
- Gordon, R.J. (1997), Is there a trade-off between unemployment and productivity growth?, in: D.J. Snower en G. de la Dehesa (red.), *Unemployment Policy: Government Options for the Labour Market*, Cambridge University Press, Cambridge, blz. 433-463.
- Granger, C.W.J. en P. Newbold (1974), Spurious regressions in econometrics, *Journal of Econometrics*, 2(2), blz. 111-120.
- Greene, W.H., *Econometric Analysis*, vierde editie, Prentice Hall, Upper Saddle River.
- Greenwood, J., Z. Hercowitz en P. Krusell (1997), Long-run implications of investment-specific technological change, *American Economic Review*, 87(3), blz. 342-362.
- Greenwood, J. en G. Vandenbroucke (2005), *Hours worked: long trends*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 11629, Cambridge (MA).
- Griffith, R. (2001), *Product market competition, efficiency and agency costs: an empirical analysis*, The Institute for Fiscal Studies, WP 01/12, Londen.

Referenties

Griffith, R., J. Boone en R. Harrison (2005), *Measuring competition*, Advanced Institute of Management Research, Working Paper, no. 22, Londen.

Griffith, R., S. Redding en J. van Reenen (2001), *Mapping the two faces of R&D: productivity growth in a panel of OECD countries*, The Institute for Fiscal Studies, WP 02/00, Londen.

Griffith, R., S. Redding en J. van Reenen (2004), Mapping the two faces of R&D: productivity growth in a panel of OECD countries, *Review of Economics and Statistics*, 86(4), blz. 883-895.

Griliches, Z. (1960), Measuring inputs in agriculture: a critical survey, *Journal of Farm Economics*, 42(5), blz. 1411-1427.

Griliches, Z. (1964), Research expenditures, education, and the aggregate agricultural production function, *American Economic Review*, 54(6), blz. 961-974.

Griliches, Z. (1971), *Research expenditures and growth accounting*, Harvard Institute of Economic Research, Harvard University, Discussion Paper, no. 196, Cambridge (MA).

Griliches, Z. (1973), Research expenditure and growth accounting, in: B. R. Williams (red.), *Science and Technology in Economic Growth*, Macmillan Press, Londen/Basingstoke, blz. 59-83.

Griliches, Z. (1979), Issues in assessing the contribution of research and development to productivity growth, *The Bell Journal of Economics*, 10(1), blz. 92-116.

Griliches, Z. (1988), Productivity puzzles and R&D: another nonexplanation, *Journal of Economic Perspectives*, 2(4), blz. 9-21.

Griliches, Z. (1996), The discovery of the residual: a historical note, *Journal of Economic Literature*, 34(3), blz. 1324-1330.

Griliches, Z. (1998), *R&D and Productivity. The Econometric Evidence*, The University of Chicago Press, Chicago/Londen.

Griliches, Z. (2000), *R&D, Education, and Productivity. A Retrospective*, Harvard University Press, Cambridge (MA)/Londen.

Griliches, Z. en D.W. Jorgenson (1966), Sources of measured productivity change: capital input, *American Economic Review*, 56(1/2), blz. 50-61.

Guellec, D. en E. Ioannidis (1999), Causes of fluctuations in R&D expenditures – A quantitative analysis, *OECD Economic Studies*, no. 29, blz. 123-138.

Guellec, D. en B. van Pottelsberghe (2000), *The impact of public R&D expenditure on business R&D*, OECD, STI Working Papers, 2000/4, Parijs.

Referenties

Guellec, D. en B. van Pottelsberghe (2001), *R&D and productivity growth: panel data analysis of 16 OECD countries*, OECD, STI Working Papers, 2001/3, Parijs.

Guellec, D. en B. van Pottelsberghe (2004), From R&D to productivity growth: do institutional settings and the sources of funds of R&D matter?, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 66(3), blz. 353-378.

Hahn, F.H. en R.C.O. Matthews (1964), The theory of economic growth: a survey, *The Economic Journal*, 74(296), blz. 779-902.

Hall, B.H. (1993), R&D tax policy during the 1980s: success or failure?, in: J.M. Poterba (red.), *Tax Policy and the Economy*, Volume 7, NBER, MIT Press, Cambridge (MA), blz. 1-35.

Hall, B.H. (1996), Fiscal policy towards R&D in the United States: recent experience, in: *Fiscal measures to promote R&D and innovation*, OCDE/GD(96)165, Parijs, blz. 65-74.

Hall, B.H. (2002), *The financing of research and development*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 8773, Cambridge (MA).

Hall, B.H., A.B. Jaffe en M. Trajtenberg (2002), The NBER Patent-Citations Data File: lessons, insights, and methodological tools, in: A.B. Jaffe en M. Trajtenberg, *Patents, Citations & Innovations, A Window on the Knowledge Economy*, The MIT Press, Cambridge (MA)/Londen, blz. 403-459.

Hall, B.H., J. Mairesse en P.A. Mohnen (2009), *Measuring the returns to R&D*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 15622, Cambridge (MA).

Hall, B.H. en J. van Reenen (2000), How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence, *Research Policy*, 29(4-5), blz. 449-469.

Hall, R.E. (1988), The relation between price and marginal cost in U.S. industry, *Journal of Political Economy*, 96(5), blz. 921-947.

Hall, R.E. (1990), Invariance properties of Solow's productivity residual, in: P. Diamond (red.), *Growth/Productivity/Unemployment. Essays to Celebrate Bob Solow's Birthday*, The MIT Press, Cambridge (MA)/Londen, blz. 71-112.

Hartog, C.M., S.C. Parker, A.J. van Stel en A.R. Thurik (2010), *The two-way relationship between entrepreneurship and economic performance*, EIM, Research Report, H200822, Zoetermeer.

Hartog, H. den en H.S. Tjan (1974), *Investerings, lonen, prijzen en arbeidsplaatsen (Een jaargangenbenadering met vaste coëfficiënten voor Nederland)*, Centraal Planbureau, Occasionaal Paper, 1974/2, Den Haag.

Referenties

- Hartog, H. den en H.S. Tjan (1976), Investments, wages, prices and demand for labour (a clay-clay vintage model for the Netherlands, *De Economist*, 124 (1/2), blz. 32-55.
- Haveman, E. en P. Donselaar (2008), *Analysis of the Netherlands' private R&D position*, Innovatieplatform, Position paper, Den Haag.
- Heertje, A. (2007), Naar echte economie in 2008, *Economisch Statistische Berichten*, 92(4525), blz. 772-775.
- Helpman, E. (2004), *The Mystery of Economic Growth*, The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge (MA)/ Londen.
- Hesen, A.B. (2001), *Determinanten van de innovatiekracht. Een onderzoek naar de determinanten van de innovatiekracht in een land*, doctoraalscriptie Universiteit Utrecht, Ministerie van Economische Zaken, Den Haag.
- Hodrick, R.J. & E.C. Prescott (1981), *Post-War U.S. business cycles: an empirical investigation*, Northwestern University, Center for Mathematical Studies in Economics and Management Science, Discussion Papers, no. 451, Evanston.
- Hodrick, R.J. en E.C. Prescott (1997), Postwar U.S. business cycles: an empirical investigation, *Journal of Money, Credit and Banking*, 29(1), blz. 1-16.
- Hoff, A. (2002), *The translog approximation of the constant elasticity of substitution production function with more than two input variables*, Danish Research Institute of Food Economics, Working Paper 14/02, Frederiksberg.
- Hoff, A. (2004), The linear approximation of the CES function with n input variables, *Marine Resource Economics*, 19(3), blz. 295-306.
- Hollanders, H. en B. Verspagen (1998), *De invloed van de sectorstructuur op de Nederlandse R&D uitgaven*, MERIT, Maastricht.
- Hollanders, H. en B. Verspagen (1999), *De invloed van de sectorstructuur op de R&D uitgaven van en het aantal toegekende patenten aan het Nederlandse bedrijfsleven*, MERIT, Maastricht.
- Hughes, E. en D.G. McFetridge (1985), A theoretical analysis of incremental investment incentives with an application to the case of industrial R & D, *Journal of Public Economics*, 27(3), blz. 311-329.
- Hulten, C.R. (1979), On the "importance" of productivity change, *American Economic Review*, 69(1), blz. 126-136.
- Hulten, C.R. (1986), Productivity change, capacity utilization, and the sources of efficiency growth, *Journal of Econometrics*, 33(1-2), blz. 31-50.

Referenties

- Hulten, C.R. (2000), *Total factor productivity: a short biography*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 7471, Cambridge (MA).
- Humphrey, T.M. (1997), Algebraic production functions and their uses before Cobb-Douglas, *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 83(1), blz. 51-83.
- Inklaar, R.C. en M.P. Timmer (2008), *GGDC Productivity Level Database: international comparisons of output, inputs and productivity at the industry level*, Groningen Growth and Development Centre, Research Memorandum GD-104, Groningen.
- Jacobs, B. en R.A. de Mooij (2001), Fiscaliteit in de kenniseconomie, in: R.H.M.J. Gradus, J.J.M. Kremers en J. van Sinderen, *Nederland kennisland? Kennis en innovatie: uitdagingen voor het economisch beleid*, Stenfert Kroese, Groningen, blz. 213-228.
- Jacobs, B., R. Nahuis en P.J.G. Tang (2002), Sectoral productivity growth and R&D spillovers in the Netherlands, *De Economist*, 150(2), blz. 181-210.
- Jaffe, A.B. (1986), Technological opportunity and spillovers of R&D: evidence from firms' patents, profits, and market value, *American Economic Review*, 76(5), blz. 984-1001.
- Jaumotte, F. en N. Pain (2005a), *From ideas to development: the determinants of R&D and patenting*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 457, Parijs.
- Jaumotte, F. en N. Pain (2005b), *Innovation in the business sector*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 459, Parijs.
- Johnson, D.G. (1950), The nature of the supply function for agricultural products, *American Economic Review*, 40(4), blz. 539-564.
- Jones, C.I. (1995), R&D-based models of economic growth, *Journal of Political Economy*, 103(4), blz. 759-784.
- Jones, C.I. (1999), Growth: with or without scale effects?, *American Economic Review*, 89(2), Papers and Proceedings, blz. 139-144.
- Jones, C.I. (2002a), *Introduction to Economic Growth*, tweede editie, W.W. Norton & Company, New York/Londen.
- Jones, C.I. (2002b), Sources of U.S. economic growth in a world of ideas, *American Economic Review*, 92(1), blz. 220-239.
- Jones, C.I. en J.C. Williams (1998), Measuring the social return to R&D, *Quarterly Journal of Economics*, 113(4), blz. 1119-1135.
- Jones, C.I. en J.C. Williams (2000), Too much of a good thing? The economics of investment in R&D, *Journal of Economic Growth*, 5(1), blz. 65-85.

Referenties

Jorgenson, D.W., F.M. Gollop en B.M. Fraumeni (1987), *Productivity and U.S. Economic Growth*, Contributions to Economic Analysis, 169, North-Holland, Amsterdam/Oxford.

Jorgenson, D.W. en Z. Griliches (1967), The explanation of productivity change, *Review of Economic Studies*, 34(3), blz. 249-283.

Jorgenson, D.W. en Z. Griliches (1971), Divisia index numbers and productivity measurement, *Review of Income and Wealth*, 17(2), blz. 227-229.

Jorgenson, D.W. en Z. Griliches (1972), Issues in growth accounting: a reply to Edward F. Denison, *Survey of Current Business*, 52(5, part 2), blz. 65-94.

Jorgenson, D.W. en M. Nishimizu (1978), U.S. and Japanese economic growth, 1952-1974: an international comparison, *The Economic Journal*, 88(352), blz. 707-726.

Kanwar, S. en R.E. Evenson (2001), *Does intellectual property protection spur technological change?*, Economic Growth Center, Yale University, Center Discussion Paper, no. 831, New Haven.

Kao, C. (1999), Spurious regression and residual-based tests for cointegration in panel data, *Journal of Econometrics*, 90(1), blz. 1-44.

Kendrick, J.W. (1955), *The Meaning and Measurement of National Productivity*, Dissertatie, The George Washington University, Washington.

Kendrick, J.W. (1956), *Productivity trends: capital land labor*, National Bureau of Economic Research, Occasional Paper 53, Washington.

Kendrick, J.W. (1961), *Productivity Trends in the United States*, National Bureau of Economic Research Series, no. 71, Princeton University Press, Princeton.

Khan, M. en K.B. Luintel (2006), *Sources of knowledge and productivity: how robust is the relationship?* OECD, STI Working Papers, 2006/6, Parijs.

Kleinknecht, A.H. (1989), Firm size and innovation. Observations in Dutch manufacturing industries, *Small Business Economics*, 1(3), blz. 215-222.

Kleinknecht, A.H. en J. ter Wengel (1996), Feiten over globalisering, *Economisch Statistische Berichten*, 81(4076), blz. 831-833.

Klein Woolthuis, R., M. Lankhuizen en V.A. Gilsing (2005), A system failure framework for innovation policy design, *Technovation*, 25(6), blz. 609-619.

Klette, T.J. (1999), Market power, scale economies and productivity: estimates from a panel of establishment data, *Journal of Industrial Economics*, 47(4), blz. 451-476.

Referenties

- Klundert, T.C.M.J. van de en A.B.T.M. van Schaik (2008), Groei en welvaart in Europa en de Verenigde Staten, *Economisch Statistische Berichten*, 93(4543), blz. 564-567.
- Knoester, A. en N. Van der Windt (1987), Real wages and taxation in ten OECD countries, *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 49(1), blz. 151-169.
- Koutsoyiannis, A. (1979), *Modern Microeconomics*, tweede editie, Macmillan Press, Londen/Basingstoke.
- Kuipers, S.K., J. Muysken en J. van Sinderen (1979), The vintage approach to output and employment growth in the Netherlands, 1921-1976, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 115(3), blz. 485-507.
- Kusters, A.P. (1994), *Winstgevendheid en vermogensverhoudingen*, Centraal Planbureau, Onderzoeksmemorandum, no. 115, Den Haag.
- Kwaak, A., H.R. Nieuwenhuijsen en G. de Wit (2001), *Measuring economic effects of stimulating business R&D*, EIM, Research Report, no. 0101, Zoetermeer.
- Landreth, H. en D.C. Colander (2002), *History of Economic Thought*, Houghton Mifflin Company, Boston/Toronto.
- Lederman, D. en W.F. Maloney (2003), *R&D and development*, World Bank, Policy Research Working Paper, no. 3024, Washington.
- Leeuwen, G. van en H.P. van der Wiel (2003), *ICT en TFP: levert ICT spillovers in Nederland?*, Centraal Planbureau, CPB Memorandum, no. 80, Den Haag.
- Leibenstein, H. (1966), Allocative versus X-efficiency, *American Economic Review*, 56(3), blz. 392-415.
- Lejour, A.M., P.J.J. Veenendaal, G. Verweij en N.I.M. van Leeuwen (2006), *WorldScan: a model for international economic policy analysis*, Centraal Planbureau, CPB Document, no. 111, Den Haag.
- Levin, A. en C.F. Lin (1992), *Unit root tests in panel data: asymptotic and finite-sample properties*, University of California, Department of Economics, Discussion Paper 92-23, San Diego.
- Li, C.-W. (2002), Growth and scale effects: the role of knowledge spillovers, *Economics Letters*, 74(2), blz. 177-185.
- Lichtenberg, F.R. en B. van Pottelsberghe (1998), International R&D spillovers: a comment, *European Economic Review*, 42(8), blz. 1483-1491.
- Lokshin, B. en P.A. Mohnen (2010), *How effective are level-based R&D tax credits? Evi-*

Referenties

dence from the Netherlands, United Nations University, UNU-MERIT, Working Paper, 2010-040, Maastricht.

Lucas, R.E., Jr. (1988), On the mechanics of economic development, *Journal of Monetary Economics*, 22(1), blz. 3-42.

Luintel, K.B. en M. Khan (2005), *An empirical contribution to knowledge production and economic growth*, OECD, STI Working Papers, 2005/10, Parijs.

MacKinnon, J.G. (2010), *Critical values for cointegration tests*, Queen's University, Queen's Economic Department Working Paper, no. 1227, Kingston (Ontario).

Maddison, A. (2001), *The World Economy. A Millennial Perspective*, OECD, Development Centre Studies, Parijs.

Mankiw, N.G., D. Romer en D.N. Weil (1992), A contribution to the empirics of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 107(2), blz. 407-437.

Mansfield, E. (1965), Rates of return from industrial research and development, *American Economic Review*, 55(1/2), blz. 310-322.

Massell, B.F. (1958), *Capital formation and technological change*, Yale University, Cowles Foundation for Research in Economics, Cowles Foundation Discussion Paper, no. 58, New Haven.

Massell, B.F. (1960), Capital formation and technological change in United States manufacturing, *Review of Economics and Statistics*, 42(2), blz. 182-188.

McFetridge, D.G. en J.P. Warda (1983), *Canadian R&D tax incentives: their adequacy and impact*, Canadian Tax Foundation, Canadian Tax Paper, no. 70, Toronto.

McGuckin, R.H. en H.H. van Ark (2005), *Productivity and participation: an international comparison*, Groningen Growth and Development Centre, Research Memorandum GD-78, Groningen.

Mead, C.I. (2007), *R&D depreciation rates in the 2007 R&D Satellite Account*, Bureau of Economic Analysis/National Science Foundation 2007 R&D Satellite Account Background Paper, Bureau of Economic Analysis, Washington.

Mensink, N.W. en P.A.G. van Bergeijk (1996), Globlablablah, *Economisch Statistische Berichten*, 81(4080), blz. 914-916.

Minasian, J.R. (1962), The economics of research and development, in: R.R. Nelson (red.), *The Rate and Direction of Inventive Activity: Economic and Social Factors*, National Bureau of Economic Research, Special Conference Series, no. 13, Princeton University Press, Princeton, blz. 93-141.

Referenties

- Minasian, J.R. (1969), Research and development, production functions and rates of return, *American Economic Review*, 59(2), Papers and Proceedings, blz. 80-85.
- Mincer, J. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, Columbia University Press, New York.
- Minister van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie (2011), *Naar de top*, Tweede Kamer, vergaderjaar 2010–2011, 32 637, nr. 1, Den Haag.
- Ministerie van Economische Zaken en Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap (2004), *Investing in research and innovation. Realising the potential of public-private interaction*, Rapport naar aanleiding van de conferentie Investing in Research and Innovation in het kader van het EU-voorzitterschap van Nederland, Den Haag.
- Ministerie van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie (2011), *Nationaal Hervormingsprogramma 2011 Nederland*, Den Haag.
- Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap (2009), *Kerncijfers 2004-2008 Onderwijs, Cultuur en Wetenschap*, Den Haag.
- Minne, B. (1995), *Onderzoek, ontwikkeling en andere immateriële investeringen in Nederland*, Centraal Planbureau, Onderzoeksmemorandum, no. 116, Den Haag.
- Minne, B. (1997), *International battle of giants. The role of investment in research and fixed assets*, Centraal Planbureau, Onderzoeksmemorandum, no. 136, Den Haag.
- Mohnen, P.A. (1996), R&D externalities and productivity growth, OECD, *STI Review*, no. 18, blz. 39-66.
- Mooij, R.A. de (1997), Belastingheffing en de vorming van menselijk kapitaal, *Maandschrift Economie*, 61(3), blz. 224-240.
- Mooij, R.A. de (1999), Taxation and employability in MIMIC, *CPB Report*, 1999/4, blz. 31-35.
- Moretti, E. (2002a), *Estimating the social returns to higher education: evidence from longitudinal and repeated cross-sectional data*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 9108, Cambridge (MA).
- Moretti, E. (2002b), *Human capital spillovers in manufacturing: evidence from plant-level production functions*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 9316, Cambridge (MA).
- Mulder, P., H.L.F. de Groot en M.W. Hofkes (2001), Economic growth and technological change: a comparison of insights from a neo-classical and an evolutionary perspective, *Technological Forecasting and Social Change*, 68(2), blz. 151-171.

Referenties

- Nadiri, M.I. (1993), *Innovations and technological spillovers*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 4423, Cambridge (MA).
- Nederlands Observatorium van Wetenschap en Technologie (2010), *Wetenschaps- en Technologie-Indicatoren 2010*, CWTS/UNU-MERIT, Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschap, Den Haag.
- Nelson, R.R. en E.S. Phelps (1966), Investment in humans, technological diffusion, and economic growth, *American Economic Review*, 56(1-2), blz. 69-75.
- Nelson, R.R. en S.G. Winter (1982), *An Evolutionary Theory of Economic Change*, The Belknap Press of Harvard University Press, Cambridge (MA)/Londen.
- Newey, W.K. en K.D. West (1987), A simple, positive semi-definite, heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix, *Econometrica*, 55(3), blz. 703-708.
- Nishimura, K.G. en M. Shirai (2000), *Fixed cost, imperfect competition and bias in technology measurement: Japan and the United States*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 273, Parijs.
- OECD (1985), *GERD 1969-1982, Science and Technology Indicators, Basic Statistical Series – Volume B, Gross National Expenditure on R&D*, Parijs.
- OECD (1996a), *Fiscal measures to promote R&D and innovation*, OCDE/GD(96)165, Parijs.
- OECD (1996b), *R&D tax treatment in OECD member countries: a comparison*, DSTI/STP/TIP(96)5/REV1, Parijs.
- OECD (1998), *Internationalisation of Industrial R&D. Patterns and Trends*, Parijs.
- OECD (1999), *OECD Science, Technology and Industry Scoreboard 1999*, Parijs.
- OECD (2002), *Frascati Manual. Proposed Standard Practice for Surveys on Research and Experimental Development*, Parijs.
- OECD (2004), *OECD Productivity Database: calculation of multi-factor productivity growth*, Parijs; <http://www.oecd.org/dataoecd/31/9/29880777.pdf>.
- OECD (2006), *OECD Science, Technology and Industry Outlook 2006*, Parijs.
- OECD (2008a), *Economic Outlook Database inventory. EO83 June 2008 version*, Parijs.
- OECD (2008b), *OECD Economic Surveys: Luxembourg*, Parijs.
- OECD (2008c), *The Internationalisation of Business R&D. Evidence, Impacts and Implications*, Parijs.

Referenties

OECD (2009), *OECD Factbook 2009*, Parijs.

Okun, A.M. (1962), Potential GNP: its measurement and significance, in: American Statistical Association, *Proceedings of the Business and Economics Statistics Section*, Washington, blz. 98-104.

Oliveira Martins, J. S. Scarpetta en D. Pilat (1997), Mark-up pricing, market structure and the business cycle, *OECD Economic Studies*, no. 27, blz. 71-105.

O'Mahony, M. en M.P. Timmer (2009), Output, input and productivity measures at the industry level: the EU KLEMS database, *The Economic Journal*, 119(538), blz. F374-F403.

O'Mahony, M. en M. Vecchi (2009), R&D, knowledge spillovers and company productivity performance, *Research Policy*, 38(1), blz. 35-44.

Park, W.G. (2001), *R&D, spillovers, and intellectual property rights*, mimeo, American University (Department of Economics), Washington.

Park, W.G. (2008), International patent protection: 1960-2005, *Research Policy*, 37(4), blz. 761-766.

Pemberton, M. en N. Rau (2001), *Mathematics for Economists. An Introductory Textbook*, Manchester University Press, Manchester/New York.

Pitchford, J.D. (2002), Trevor Swan's 1956 Economic Growth 'seminar' and notes on growth, *Economic Record*, 78(243), blz. 381-387.

Polder, J.M., E. Veldhuizen, D.A. van den Bergen en E.C. van der Pijll (2009), *Micro and macro indicators of competition: comparison and relation with productivity change*, Centraal Bureau voor de Statistiek, Discussion paper, no. 09024, Den Haag.

Pomp, J.M. (1998), Labor productivity growth and low-paid work, *CPB Report*, 1998/1, blz. 34-37.

Porter, M.E. en C.H.M. Ketels (2003), *UK competitiveness: moving to the next stage*, Department of Trade and Industry (DTI) en Economic & Social Research Council (ESRC), DTI Economics Paper, no. 3, Londen.

Porter, M.E. en S. Stern (2000), *Measuring the "ideas" production function: evidence from international patent output*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 7891, Cambridge (MA).

Posner, M.V. (1961), International trade and technical change, *Oxford Economic Papers*, 13(3), blz. 323-341.

Referenties

Powell, A.A.L. (1969), Productivity change in Australia: an overall view, *Economic Papers*, E1(31), blz. 18-34.

Praag, C.M. van en A.J. van Stel (2010), *The more business owners the merrier? The role of tertiary education*, EIM, Research Report, H201010, Zoetermeer.

PRO INNO Europe (2011), *Innovation Union Scoreboard 2010. The Innovation Union's performance scoreboard for Research and Innovation*, Europese Commissie, Brussel.

Psacharopoulos, G. (1994), Returns to investment in education: a global update, *World Development*, 22(9), blz. 1325-1343.

Psacharopoulos, G. en H.A. Patrinos (2004), Returns to investment in education: a further update, *Education Economics*, 12(2), blz. 111-135.

Redding, S. (1996), The low-skill, low-quality trap: strategic complementarities between human capital and R&D, *The Economic Journal*, 106(435), blz. 458-470.

Reinthaler, V. en G.B. Wolff (2002), *Subsidies and other determinants of business R&D*, mimeo, Bonn Graduate School of Economics en ZEI - Center for European Integration Studies, Bonn.

Rensman, M. (2006), *Why Growth Rate Differences Persist. International Technology Diffusion in the Long Run*, Dissertatie, Rijksuniversiteit Groningen, Research School Systems, Organisation and Management (SOM), Groningen.

Rensman, M. en G.H. Kuper (2000), Do technology spillovers matter for growth?, in: H.H. van Ark, S.K. Kuipers en G.H. Kuper (red.), *Productivity, Technology and Economic Growth*, Kluwer Academic Publishers, Boston/Dordrecht/Londen, blz. 361-389.

Robinson, J. (1962), *Essays in the Theory of Economic Growth*, Macmillan & Co., Londen.

Romer, D. (2001), *Advanced Macroeconomics*, tweede editie, McGraw-Hill, New York.

Romer, P.M. (1990), Endogenous technological change, *Journal of Political Economy*, 98(5), blz. S71-S102.

Rosen, S. (1976), A theory of life earnings, *Journal of Political Economy*, 84(4), blz. S45-S67.

Rotemberg, J.J. en L.H. Summers (1990), Inflexible prices and procyclical productivity, *Quarterly Journal of Economics*, 105(4), blz. 851-874.

Ruiter, M.L. (2003), *R&D als productief antwoord op structurele problemen*, OCFEB, Studies in Economic Policy, no. 10, Rotterdam.

Referenties

- Sampson, G.P. (1970), The neutrality of technical change and the CES production function in the Australian manufacturing sector, *Economic Papers*, E1(34), blz. 24-35.
- Sargan, J.D. en A. Bhargava (1983), Testing residuals from least squares regression for being generated by the Gaussian random walk, *Econometrica*, 51(1), blz. 153-174.
- Schaik, A.B.T.M. van (1983), *Inleiding tot de empirische macro-economie 1*, tweede druk, Wolters-Noordhoff, Groningen.
- Scherer, F.M. (1965), Firm size, market structure, opportunity, and the output of patented inventions, *American Economic Review*, 55(5), blz. 1097-1125.
- Scherer, F.M. (1967), Market structure and the employment of scientists and engineers, *American Economic Review*, 57(3), blz. 524-531.
- Schmookler, J. (1952), The changing efficiency of the American economy, 1869-1938, *Review of Economics and Statistics*, 34(3), blz. 214-231.
- Schreyer, P., P.-E. Bignon en J. Dupont (2003), *OECD capital services estimates: methodology and a first set of results*, OECD, Statistics Working Papers, 2003/6, Parijs.
- Schreyer, P. en D. Pilat (2001), Measuring productivity, *OECD Economic Studies*, no. 33, 2001/2, blz. 127-170.
- Schultz, T.W. (1958a), The emerging economic scene and its relation to high-school education, in: F.S. Chase en H.A. Anderson (red.), *The High School in a New Era*, The University of Chicago Press, Chicago, blz. 97-109.
- Schultz, T.W. (1958b), Output-input relationships revisited, *Journal of Farm Economics*, 40(4), blz. 924-932.
- Schumpeter, J.A. (1942), *Capitalism, Socialism and Democracy*, Harper & Brothers, New York.
- Seddighi, H.R., K.A. Lawler en A.V. Katos (2000), *Econometrics. A Practical Approach*, Routledge, Londen/New York.
- Sinderen, J. van. (1990), *Belastingheffing en economisch groei. Een evaluatie van aanbodeconomie*, Dissertatie, Erasmus Universiteit Rotterdam, Wolters-Noordhoff, Groningen.
- Sinderen, J. van. (1993), Taxation and economic growth. Some calculations with a Macroeconomic Semi-Equilibrium Model for the Dutch economy (MESEM), *Economic Modelling*, 10(3), blz. 285-300.
- Sinderen, J. van (2001), Stimulering van R&D: dan toch maar een subsidie?, in: D.A. Albrechtse, A.L. Bovenberg en L.G.M. Stevens (red.), *Er zal geheven worden!*, Opstellen aange-

Referenties

boden aan prof. dr. S. Cnossen ter gelegenheid van zijn afscheid als hoogleraar aan de Erasmus Universiteit Rotterdam, Kluwer, Deventer, blz. 285-297.

Sinderen, J. van, P.A.G. van Bergeijk en E.W.M.T. Westerhout (1992), De economie van de Europese integratie, *Economisch Statistische Berichten*, 77(3860), blz. 496-499.

Sinderen, J. van en T.J.A. Roelandt (1998), Policy implications of endogenous growth models, in: S. Brakman, H. van Ees en S.K. Kuipers (red.), *Market Behaviour and Macroeconomic Modelling*, Macmillan Press, Basingstoke/Londen, blz. 341-358.

Sjögren, A. (1998), *Human capital, R&D and economic growth*, Stockholm School of Economics, Working Paper Series in Economics and Finance, no. 238, Stockholm.

Smulders, J.A. en T.C.M.J. van de Klundert (1995), Imperfect competition, concentration and growth with firm-specific R&D, *European Economic Review*, 39(1), blz. 139-160.

Smulders, J.A. en T.C.M.J. van de Klundert (2004), Monopolistic competition and economic growth, in: Brakman, S. en B.J. Heijdra (red.), *The Monopolistic Competition Revolution in Retrospect*, Cambridge University Press, Cambridge, blz. 307-331.

Solow, R.M. (1956), A contribution to the theory of economic growth, *Quarterly Journal of Economics*, 70, blz. 65-94.

Solow, R.M. (1957), Technical change and the aggregate production function, *Review of Economics and Statistics*, 39(3), blz. 312-320.

Solow, R.M. (1960), Investment and technical progress, in: K. Arrow, S. Karlin en P. Suppes (red.), *Mathematical Methods in the Social Sciences, 1959*, Stanford University Press, Stanford.

Solow, R.M. (1962), Technical progress, capital formation, and economic growth, *American Economic Review*, 52(2), Papers and Proceedings, blz. 76-86.

Solow, R.M. (2000), *Growth Theory: An Exposition*, Oxford University Press, Oxford/New York.

Stel, A.J. van, C.M. Hartog, N.G.L. Timmermans en W.H.J. Verhoeven (2011), *Analyse sectorstructuur en private R&D. Verklaring van de relatieve positie van Nederland*, EIM, Zoetermeer.

Stern, S., M.E. Porter en J.L. Furman (2000), *The determinants of national innovative capacity*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 7876, Cambridge (MA).

Stigler, G.J. (1947), *Trends in output and employment*, National Bureau of Economic Research, New York.

Referenties

- Stock, J.H. (1987), Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors, *Econometrica*, 55(5), blz. 1035-1056.
- Stockburger, D.W. (1998), *Introductory Statistics: Concepts, Models, and Applications*, WWW Version 1.0, Missouri State University, <http://www.psychstat.missouristate.edu/introbook/sbk00.htm>.
- Sveikauskas, L. (2007), *R&D and productivity growth: a review of the literature*, U.S. Department of Labor, Bureau of Labor Statistics Working Paper, no. 408, Washington.
- Swan, T.W. (1956), Economic growth and capital accumulation, *Economic Record*, 32(2), blz. 334–361.
- Swan, T.W. (2002), Economic Growth, *Economic Record*, 78(243), blz. 375-380.
- Symeonidis, G. (1996), *Innovation, firm size and market structure: Schumpeterian hypotheses and some new themes*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 161, Parijs.
- Terleckyj, N.E. (1960), *Sources of Productivity Advance. A Pilot Study of Manufacturing Industries, 1899-1953*, Dissertatie, Columbia University, New York.
- Terleckyj, N.E. (1974), *Effects of R&D on the Productivity Growth of Industries: An Exploratory Study*, National Planning Association, Report no. 140, Washington.
- Theil, H. (1967), A statistical approach to the problem of price and quantity comparisons, in: H. Theil, *Economics and Information Theory*, Studies in Mathematical and Managerial Economics, Volume 7, North-Holland Publishing Company/Rand McNally & Company, Amsterdam/Chicago, blz. 135-181.
- Timmer, M.P. (2007), ICT and economic growth: measurement and understanding, in: Centraal Bureau voor de Statistiek, *New Economy – New Statistics. What counts when ICT is no longer taken at face value?*, Voorburg/Heerlen, blz. 19-27.
- Timmer, M.P., A.P.A. van Moergastel, E. Stuivenwold, G. Ypma, M. O’Mahony en M. Kangasniemi (2007), *EU KLEMS Growth and Productivity Accounts* Version 1.0, Part I, Methodology, March 2007, <http://www.euklems.net>.
- Timmer, M.P., M. O’Mahony en H.H. van Ark (2007), *EU KLEMS Growth and Productivity Accounts: overview November 2007 Release*, <http://www.euklems.net>.
- Tinbergen, J. (1942), Zur Theorie der langfristigen Wirtschaftsentwicklung, *Weltwirtschaftliches Archiv*, 55(1), blz. 511-549.
- Törnqvist, L. (1935), *Prememoria angående förändring av beräkningssättet för Finlands Banks konsumtionsprisindex* [A memorandum on changing the way of calculating the Bank of Finland’s consumption price index; in Zweeds], mimeo, Bank of Finland, Helsinki (later ge-

publiceerd in: M. Virén, K. Alho, T. Teräsvirta, P. Vartia en Y. Vartia (1981) (red.), *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist*, The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki, blz. 15-76).

Törnqvist, L. (1936), The Bank of Finland's consumption price index, *Bank of Finland Monthly Bulletin*, 16(10), blz. 27-34 (opgenomen in: M. Virén, K. Alho, T. Teräsvirta, P. Vartia en Y. Vartia (1981) (red.), *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist*, The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki, blz. 113-120).

Törnqvist, L. en E. Törnqvist (1937), Vilket är förhållandet mellan finska markens och svenska kronans köpkraft? [What is the relationship between the purchasing powers of the Finnish markka and the Swedish krona?; in Zweeds], *Ekonomiska Samfundets Tidskrift*, no. 39, blz. 1-39 (opgenomen in: M. Virén, K. Alho, T. Teräsvirta, P. Vartia en Y. Vartia (1981) (red.), *Collected Scientific Papers of Leo Törnqvist*, The Research Institute of the Finnish Economy, Helsinki, blz. 121-160).

Turnovsky, S.J. (2008), The role of factor substitution in the theory of economic growth and income distribution: two examples, *Journal of Macroeconomics*, 30(2), blz. 604-629.

Uzawa, H. (1965), Optimum technical change in an aggregate model of economic growth, *International Economic Review*, 6(1) blz. 18-31.

Valavanis-Vail, S. (1955), An econometric model of economic growth: U.S.A. 1869-1953, *American Economic Review*, 45(2), Papers and Proceedings, blz. 208-221.

Varsakelis, N.C. (2001). The impact of patent protection, economy openness and national culture on R&D investment: a cross-country empirical investigation, *Research Policy*, 30(7), blz. 1059-1068.

Vartia, L. (2008), *How do taxes affect investment and productivity? An industry-level analysis of OECD countries*, OECD, Economics Department Working Papers, no. 656, Parijs.

Venniker, R. (2000), Social returns to education: a survey of recent literature on human capital externalities, *CPB Report*, 2000/1, blz. 47-50.

Velsen, J.F.C. van (1988), R&D en economische structuur, *Economisch Statistische Berichten*, 73(3684), blz. 1133-1137.

Verbeek, M. (2004), *A Guide to Modern Econometrics*, tweede editie, John Wiley & Sons, West Sussex.

Vijselaar, J. (2010), De lessen van MSD, *FORUM*, #15/12.08.10, VNO-NCW, blz. 16-21.

Warda, J.P. (2001), Measuring the value of R&D tax treatment in OECD countries, *OECD, STI Review*, no. 27, blz. 185-210.

Referenties

Warda, J.P. (2006), *Tax treatment of business investments in intellectual assets: an international comparison*, OECD, STI Working Papers, 2006/4, Parijs.

Wennekers, A.R.M., A.J. van Stel, A.R. Thurik en P.D. Reynolds (2005), Nascent entrepreneurship and the level of economic development, *Small Business Economics*, 24(3), blz. 293-309.

Wicksell, J.G.K. (1900), Om gränsproduktiviteten såsom grundval för den nationalekonomiska fördelningen, *Ekonomisk Tidskrift*, 2(7) blz. 305-337 (Engelstalige heruitgave: Marginal productivity as the basis of distribution in economics, in: E. Lindahl (red.) (1958), *Knut Wicksell. Selected Papers on Economic Theory*, Harvard University Press, Cambridge (MA), blz. 93-120).

Wicksell, J.G.K. (1902), Till fördelningsproblemet, *Ekonomisk Tidskrift*, 4(10), blz. 424-433 (Engelstalige heruitgave: On the problem of distribution, in: E. Lindahl (red.) (1958), *Knut Wicksell. Selected Papers on Economic Theory*, Harvard University Press, Cambridge (MA), blz. 121-130).

Wicksell, J.G.K. (1923), Realkapital och Kapitalränta, *Ekonomisk Tidskrift*, 25(5-6), blz. 145-180 (Engelstalige heruitgave: Real capital and interest, Review of Gustaf Åkerman's Realkapital und Kapitalzins, in: L. Robbins (red.) (1934), *Lectures on Political Economy*, Vol. 1, Routledge & Kegan Paul, Londen, blz. 258-299).

Wicksteed, P.H. (1894), *An Essay on the Co-ordination of the Laws of Distribution*, Macmillan & Co., Londen.

Wooldridge, J.M (2003), *Introductory Econometrics. A Modern Approach*, tweede editie, South-Western, Mason (Ohio).

Young, A. (1995), *Growth without scale effects*, National Bureau of Economic Research, Working Paper, no. 5211, Cambridge (MA).

Young, A. (1998), Growth without scale effects, *Journal of Political Economy*, 106(1), blz. 41-63.

Referenties

English Summary

Innovation and Productivity: The Solow Residual Disentangled

Labour productivity growth to a large extent determines growth in material prosperity in a country, and the Solow residual plays a major role in that productivity growth. The Solow residual represents the portion of labour productivity growth that is not attributable to growth in physical capital per unit of labour. Explaining the Solow residual is a major challenge for economists. It is also highly relevant to macroeconomic policy, as it shows how a greater increase in prosperity can be generated. This thesis attempts to disentangle the Solow residual both theoretically and empirically, by exposing the mechanisms underlying it, placing its determinants in a broad overall framework, offering a wide-ranging empirical explanation and then examining the contributions of explanatory factors in a decomposition analysis for four OECD countries over the 1970-2006 period. This summary begins with a description of the theme of the thesis and goes on to outline the method used in the study, followed by a discussion of the separate chapters.

Theme and Method

Theme: The Solow Residual

The Solow residual refers to a growth accounting analysis conducted by Solow (1957). Solow developed a method for breaking down labour productivity growth into a contribution of growth in physical capital per unit of labour and an unexplained residual factor, which was regarded as a measure of technological change in the broad sense. A concept related to the Solow residual is total factor productivity (TFP) growth: this is a residual in which – in principle – also a contribution of quality improvements in labour is deducted from labour productivity growth, in addition to a contribution of growth in physical capital per unit of labour. Quality improvements in labour reflect changes in human capital per unit of labour. The TFP growth that follows as a residual after taking into account quality improvements in labour, represents better than the Solow residual the portion of labour productivity growth that is attributable to ‘pure’ technological change.

Knowledge of the determinants of the Solow residual, and the ‘pure’ technological change element therein, is essential to explaining labour productivity growth. Although a good deal of research has been done to explain labour productivity growth, there is still a lot of uncertainty as to the mechanisms underlying technological change. Typical, for example, are the different versions of (semi-)endogenous growth theory used in the literature. The main aim of that theory is to explain technological change, but the different versions give a far from unequivocal picture. Similarly, in empirical research a variety of approaches is used in designing variables to explain technological change. There is also still a lot of uncertainty as to the determinants of labour productivity growth in a broader sense. Empirical studies vary widely on numerous aspects. Furthermore, a limitation is that individual studies generally consider only particular aspects, whereas there is a need for an overall framework that simultaneously includes as many factors and mechanisms as possible to explain labour productivity growth.

Method: Fundamentals, Empirical Overall Framework and Quantitative Decomposition

The thesis begins by putting forward a conceptual framework to explain labour productivity growth based on the growth accounting approach and neoclassical growth theory. These allow scope for the role of human capital, but within both approaches TFP growth is an important unexplained factor. (Semi-)endogenous growth theory indicates that R&D (Research & Development) can be regarded as a central factor in TFP growth. It, however, does not make cut-and-dried clear how TFP growth in a country can be endogenized. Firstly, there is the question of which version of (semi-)endogenous growth theory best describes reality. Secondly, a limitation of (semi-)endogenous growth models is that they are particularly relevant for the explanation of TFP growth at global level, as spillovers from knowledge development (external effects via the dissemination of knowledge) and knowledge obsolescence apply worldwide in these models. Hence, they do not show precisely how to explain TFP growth at the level of individual countries. This thesis elaborates on the fundamentals of explaining TFP growth by first empirically testing various R&D-based (semi-)endogenous growth models at global level and then directly linking this to the modelling of R&D in the explanation of labour productivity growth at individual country level.

From the empirical test of (semi-)endogenous growth models at global level it appears that empirical support is strongest for the model developed by Jones (1995). An essential feature of this model is that a higher level of R&D efforts has no permanent influence on TFP growth; in the long run it merely affects the level of TFP. In this approach long-term TFP growth is determined by growth in R&D efforts. The R&D capital approach, which is often used in empirical analyses at individual country level, can be linked to the equation for TFP growth that can be derived at global level from the knowledge production function in Jones' model. This thesis connects the two approaches by bringing the modelling of depreciation due to knowledge obsolescence in the R&D capital approach strongly in line with Jones' knowledge production function. This bridges a gap between theoretically-oriented (semi-)endogenous growth models and the R&D capital approach often used in empirical research.

Standard practice in the R&D capital approach is to apply a fixed depreciation rate to R&D capital in the previous year. In Jones' knowledge production function depreciation of knowledge is implicitly dependent on the amount of newly developed knowledge. This depreciation approach can be regarded as being applicable to the global level, and this thesis incorporates it in the R&D capital approach at the level of individual countries as an innovatory element. The fixed R&D capital depreciation rate is replaced with a variable depreciation rate, dependent on the amount of R&D efforts (as a measure of the amount of newly developed knowledge) at global level in relation to the R&D capital stock in the previous year at global level. This makes the R&D capital approach easier to interpret and more realistic. It also overcomes the limitation pointed out by Griliches (2000, p. 54) with respect to the traditional R&D capital approach: *'It is obvious that such capital does not depreciate just because of the efflux of time or mechanical wear and tear. The obsolescence of private R&D results is clearly a function of the activity of others and is unlikely to occur at a constant rate.'*

In addition to R&D capital, this thesis also takes into account a large number of other explanatory factors for labour productivity development. It develops a broad overall framework of potential determinants, including a major role *inter alia* for human capital per unit of la-

bour and catching-up, in conjunction with domestic and foreign R&D capital. In the foregoing quality improvements in the labour factor were already mentioned as a factor reflecting growth in human capital per unit of labour (for which adjustments are made in principle when measuring TFP growth). Besides domestic and foreign R&D capital, catching-up is an important explanatory factor for TFP growth within labour productivity growth at individual country level. It relates to the additional productivity growth that technology follower countries can achieve by pulling themselves up to the higher level of technological development of technology leader countries. At the global level of (semi-)endogenous growth models this aspect can be ignored, but at the level of individual countries catching-up can have a major influence on labour productivity growth.

The overall framework of potential determinants of labour productivity growth is translated into an empirical analysis at individual country level that takes a large number of aspects into account simultaneously. Specifically, a panel data analysis for twenty OECD countries over the 1970-2006 period is carried out. The empirical analysis builds upon a number of important empirical studies on particular aspects, utilizing as many relevant variables as possible for which long time series are available for the twenty OECD countries. Several puzzle pieces are put together, to achieve a broad integrated framework of variables and mechanisms that play a role in the development of labor productivity. The empirical estimates are performed on the basis of Engle and Granger's (1987) two-step cointegration method. This involves first estimating long-run equilibrium relationships in levels and subsequently estimating short-run dynamics using an error correction specification for the change in labour productivity.

As domestic R&D capital in a country is accumulated through R&D investment, it is also important for the explanation of labour productivity development in a country to have an understanding of the explanatory factors underlying R&D expenditure. Here we can distinguish between private and public R&D expenditure (i.e. spending on R&D performed in the private and public sector respectively). Public R&D expenditure can be regarded as highly exogenous, as it depends to a large extent on government funding of public R&D. Private R&D expenditure, on the other hand, can be explained empirically on the basis of a large number of factors for which variables are available. Therefore, a separate empirical explanation of private R&D expenditure is given at individual country level. This contributes to a comprehensive picture of the determinants of labour productivity development and the development of TFP therein.

Lastly, the empirical estimates at individual country level to explain labour productivity development and private R&D expenditure are used to perform a quantitative decomposition of labour productivity growth, breaking it down into the contributions of various individual factors. The analysis is carried out for four selected countries (the Netherlands, Finland, Germany and the United States) over various sub-periods of the overall 1970-2006 period. The empirical results to explain private R&D expenditure are used to endogenize the growth in private R&D capital as a determinant of labour productivity growth, resulting in a decomposition with a wide-ranging breakdown of labour productivity growth that also takes account of indirect effects via private R&D expenditure.

Discussion of the Separate Chapters

Chapter 1: Introduction

The introductory Chapter 1 outlines a framework in which technological development, along with growth in physical capital per unit of labour and growth in human capital per unit of labour, acts as a main determinant of labour productivity growth. It looks back at the 1950s, when a large unexplained portion of labour productivity growth was calculated as a residual in growth accounting analyses. In these analyses this residual was linked to technological change, but it was not further tangible. The Solow residual and TFP growth subsequently became important concepts, being used to name the residual in growth accounting analyses. Neoclassical growth theory was unable to explain this residual, as technological development was regarded as an exogenous factor, often referred to as ‘*mana from heaven*’.

Since the second half of the 1980s (semi-)endogenous growth models have been developed that supplement the neoclassical framework with endogenous technological change. A common feature of these models is that technological development is regarded as being dependent on knowledge development, with a major role assigned to R&D. There are different schools of thought in (semi-)endogenous growth theory, however, which have widely differing implications for the view on how R&D affects the growth rate of labour productivity. The approaches are highly theoretical and have been tested empirically only to a limited extent. Another limitation of the various (semi-)endogenous growth models is that these are approaches that relate primarily to knowledge development at global level, as already mentioned under the heading Theme and Method.

A lot has however been done in empirical research to explain the TFP component of labour productivity growth *at the level of individual countries* (or sectors or individual companies). These studies make extensive use of R&D capital and catching-up variables, without establishing a direct relationship to (semi-)endogenous growth theories. In practice, TFP growth can be explained effectively using R&D capital variables and catching-up variables, so the question is, what additional benefit do (semi-)endogenous growth models bring? In effect we have two worlds here – that of theoretically-oriented (semi-)endogenous growth models and that of the empirical explanation of productivity growth – which are not really connected. This thesis seeks to combine (semi-)endogenous growth theory at global level with the R&D capital approach at individual country level. How this is conducted has already been discussed under the heading Theme and Method.

Chapter 2: Growth Accounting and Neoclassical Growth Theory

Chapter 2 discusses conceptual principles to explain labour productivity growth. First it deals with the growth accounting approach, then it goes on to relate that approach to neoclassical growth theory.

The growth accounting approach provides an analytical framework for breaking down labour productivity growth year on year into three components: TFP growth, a contribution of the growth rate of physical capital per unit of labour (capital deepening) and a contribution of the growth rate of weighted labour services per unit of labour. The growth rate of weighted labour services per unit of labour measures changes in the composition of the labour production fac-

tor, representing the growth rate in human capital per unit of labour. In the growth accounting approach the contributions of growth in physical capital per unit of labour and weighted labour services per unit of labour to labour productivity growth are often quantified by multiplying the respective growth rates year on year by the shares of capital income and labour income respectively in value added. This is based on two assumptions: perfect competition, and constant returns to scale in the total of physical capital and labour as production factors. If these assumptions hold true, the output elasticities of physical capital and weighted labour services in a production function correspond to the income shares of those production factors in the value added. The contribution of technological change to labour productivity growth within a production function is then directly measured by TFP growth in the growth accounting approach. The income shares of physical capital and labour are approximately 1/3 and 2/3 respectively.

In neoclassical growth theory, technological change, growth in physical capital per unit of labour and growth in human capital per unit of labour can be identified as determinants of labour productivity growth in a similar way. Neoclassical growth theory, however, also indicates that growth in physical capital per unit of labour is not exogenous. In the longer run it is determined to a large extent by technological change and growth in human capital per unit of labour. With a given investment rate (ratio of gross investment to gross domestic product), the growth rate of investment per unit of labour, hence in the longer run the growth rate of physical capital per unit of labour, follows the growth rate of labour productivity. Factors that influence labour productivity growth thus indirectly affect the growth rate of physical capital per unit of labour. The long-term effects on labour productivity growth are equal to the direct initial contributions to labour productivity growth multiplied by a number dependent on the output elasticity of physical capital. With an output elasticity of physical capital of approximately 1/3, this multiplier is approximately 1.5 ($= 1/(1-1/3)$).

In addition to TFP growth and the growth rate of human capital per unit of labour, quality improvements in physical capital are important as an ultimate determinant of labour productivity growth. Quality improvements in physical capital result in price decreases of capital goods relative to the price of gross domestic product, which at a given nominal investment rate (ratio of nominal gross investment to nominal gross domestic product) have a positive continued effect on the growth rate of the volume of investment and, consequently, on the growth rate of physical capital per unit of labour.

Chapter 3: Explaining TFP Growth on the Basis of (Semi-)Endogenous Growth Theory

Next, Chapter 3 discusses the explanation of TFP growth on the basis of (semi-)endogenous growth theory. A discussion of the main schools of thought in (semi-)endogenous growth theory is followed by an empirical test of the explanatory power of various (semi-)endogenous growth models for TFP growth. This involves empirical estimates at global level, because (semi-)endogenous growth models can be regarded as applicable mainly to that level. In these estimates the global (worldwide) level is represented by the total of the twenty OECD countries for which time series were constructed for the empirical analyses in this thesis.

Within (semi-)endogenous growth theory, the R&D-based models of Romer (1990), Jones (1995) and Young (1998) are particularly interesting, as they seize directly on technological

change as an explanatory factor for TFP growth. These three models have widely varying implications with regard to the continued effect of R&D on TFP growth. In Romer's model TFP growth is linearly dependent on the absolute amount of R&D efforts. In Jones' model it is growth in R&D efforts that determines long-term TFP growth: over a long transition period a rise in the amount of R&D efforts (in relation to a particular baseline with a certain growth in R&D efforts) would have a positive (but decreasing) influence on TFP growth. In Young's model TFP growth is linearly dependent on the amount of R&D efforts relative to the size of the labour force, combined with growth in the labour force. Of crucial importance in these three versions of (semi-)endogenous growth theory is how intertemporal knowledge spillovers are modelled.

In the empirical test of (semi-)endogenous growth models at global level in this thesis, the models of Romer (1990), Jones (1995) and Young (1998) have been translated into equations to explain TFP growth. It follows from the empirical estimates that Jones' model gives by far the best explanation and Romer's the worst. The estimates based on Jones' model also yield plausible results for the key parameters in Jones' knowledge production function, namely an intertemporal spillover elasticity and a scale parameter. A value of 0.54 is found for the intertemporal spillover elasticity and a value of 0.90 for the scale parameter. From the values found for the spillover parameter and the scale parameter together, it can be derived that the amount of R&D efforts affects the level of TFP with an elasticity of 0.44 in the long term.

Chapter 4: Empirical Approaches to Explain TFP Growth: The R&D Capital Approach and Catching-Up

Chapter 4 discusses two commonly used empirical approaches to explain TFP growth at the level of individual countries: the R&D capital approach and the catching-up theory (technology gap approach).

In the *standard version* of the R&D capital approach, new R&D expenditure contributes to a higher R&D capital stock, while at the same time the R&D capital stock in the previous year is written down on the basis of a fixed depreciation rate. The fixed depreciation rate brings with it that a rise in the level of R&D expenditure in relation to a particular baseline has no permanent influence on growth in the R&D capital stock. The total amount of depreciation grows along with the one year lagged R&D capital stock, with the result that the effect of the higher level of R&D expenditure on growth in the R&D capital stock vanishes in the longer term. With the (in literature) widely used 15% depreciation rate on R&D capital in the previous year, almost 90% of the long-term effect on TFP is reached in the space of ten years.

In practice, there is systematic growth in R&D expenditure, which can be seen in connection with structural economic growth. At a given R&D intensity (ratio of R&D expenditure to gross domestic product) economic growth goes together with growth in R&D spending. The effect of the fixed R&D capital depreciation rate in the previous year is such that growth in R&D expenditure in the longer term affects the R&D capital stock with an elasticity of 1. The ongoing growth in R&D capital that follows from this can then be used to explain ongoing TFP growth. The growth in both domestic and foreign R&D capital is important here. Both generate knowledge spillovers, which are a driver of TFP growth through increasing returns to scale in the total of physical capital, labour and R&D capital as 'production factors'.

An *alternative approach* is to make the depreciation rate on the R&D capital stock in the previous year dependent on global R&D efforts. The idea behind this is that global R&D efforts determine the development of new knowledge at global level. At global level we can assume that depreciation is linearly dependent on global level R&D efforts. By relating it to the R&D capital stock at global level in the previous year, we can then calculate a globally applicable R&D capital depreciation rate in the previous year that varies over time. In this alternative approach it is assumed that, at global level, R&D capital depreciation due to knowledge obsolescence is always a fixed fraction lower than the production of new knowledge that is developed with new R&D efforts. This is a more realistic approach, which at global level results in a much longer adjustment process for the effect of increasing R&D efforts on the TFP level than is the case with a fixed R&D capital depreciation rate.

Among the (semi-)endogenous growth models it is the approach of Jones (1995) that comes closest to the R&D capital approach. Jones' approach implies that growth in TFP is linearly dependent on growth in the number of R&D personnel in the long term. According to the R&D capital approach, TFP is linearly dependent on growth in (real) R&D expenditure in the long term. If the alternative depreciation method is used at global level to calculate R&D capital, the adjustment process to the long-term equilibrium in the two approaches is similar. The empirical analysis to explain labour productivity growth at individual country level in Chapter 7 uses the R&D capital approach with the alternative depreciation method, taking into account both domestic and foreign R&D capital and distinguishing between private and public R&D capital.

In addition to domestic and foreign R&D capital, the catching-up mechanism is included in the empirical analysis. The catching-up effect can be regarded as a result of foreign knowledge spillovers, comparable to an effect of foreign R&D capital. In catching-up, however, a country's level of technological development is a factor in the size of these spillovers: countries with a lower level of technological development can benefit from foreign knowledge developed by countries regarded as technological leaders.

Chapter 5: Productivity, Human Capital, Physical Capital and R&D from an International and Historical Perspective

Chapter 5 gives a statistical discussion of labour productivity growth and some key factors underlying it: human capital per unit of labour, physical capital per unit of labour and R&D as an input to innovation. The figures are placed in an international and historical context.

In the case of the Netherlands it appears *inter alia* that the growth in labour productivity (per hour worked) in the 1960-2006 period was fairly average in comparison with other countries. In the most recent sub-periods, 1995-2000 and 2000-2006, labour productivity growth in the Netherlands averaged 1.8% and 1.5% per year respectively. With these growth rates the Netherlands lagged slightly behind the OECD average in both sub-periods. In the 1995-2000 period, however, the Netherlands was at the level of the EU15 average, and well above it in the 2000-2006 period. Statistics also show that the level of labour productivity (per hour worked) in the Netherlands is relatively high compared to the OECD and EU15 averages.

Growth accounting calculations based on data from the EU KLEMS Database indicate that

TFP growth in the Netherlands in the 1995-2005 period was in line with the average in other countries, but the Netherlands significantly lagged behind in terms of the contribution of non-ICT capital deepening (i.e. growth in non-ICT capital services per unit of labour) to labour productivity growth. The contributions of ICT capital deepening and changes in labour composition (growth in weighted labour services per unit of labour) in the Netherlands were approximately as high as the average in other countries. Calculations in levels, in line with the growth accounting approach for growth rates of labour productivity, further show that the Netherlands scores above average compared to EU15 and OECD countries on the level of TFP. As regards levels of ICT capital, non-ICT capital and weighted labour services per unit of labour, the Netherlands scores more or less neutral relative to the OECD countries as a whole. The Netherlands is in a somewhat better position compared to the EU15 countries as a whole.

Statistics on the R&D factor show that private R&D expenditure as a percentage of gross domestic product has risen sharply in many countries over the 1970-2006 period. In this respect the Netherlands compares unfavourably, with a slight decline in this – nominal – private R&D intensity, from 1.07% in 1970 to 1.01% 2006. This places the country in 2006 well below the average of EU15 countries, and even further below the average of OECD countries. The trend in Dutch private R&D intensity has resulted in modest growth in the stock of private R&D capital in the Netherlands compared to other EU/OECD countries.

Also, many countries have experienced a rise of public R&D expenditure as a percentage of gross domestic product over the 1970-2006 period. For the total of twenty OECD countries, however, this – nominal – public R&D intensity was fairly stable over the 1970-2006 period, with about the same figure in 2006 as in 1970. This was also the case in the Netherlands. As a consequence, growth in the stock of public R&D capital in the Netherlands since 1970 has been about as strong as in the twenty OECD countries as a whole. As regards the level of public R&D intensity, the Netherlands occupies a position far above the average of the OECD countries.

Chapter 6: Framework for the Panel Data Analyses: Explanatory Variables, Mechanisms and Methodology

Chapter 6 presents a framework for the empirical explanation of labour productivity development and private R&D expenditure, by placing previous research directed towards explaining labour productivity development and private R&D expenditure in an overall framework. It discusses how explanatory variables have been chosen for the empirical analyses in this thesis and what mechanisms have been modelled, taking the previous studies as background.

The starting point taken for the framework is that three main components in labour productivity development can be distinguished: the development of TFP, a direct contribution of the development of physical capital per unit of labour (capital deepening) and a direct contribution of the development of human capital per unit of labour. The development of TFP can then be explained mainly by innovation, with the development of domestic and foreign – private and public – R&D capital and catching-up regarded as the most important factors. The empirical estimates also take account of various other factors that could influence the development of TFP, for example the sector composition, the openness of the economy, the net

capital income share of the business sector (as an indicator of the profitability of firms), the burden of taxation and social security contributions, entrepreneurship and the state of the business cycle. Explanatory variables for all these factors have been chosen depending on the availability of long time series for the twenty OECD countries in the empirical research.

In the empirical estimates, human capital per unit of labour is represented mainly by the average years of education of the population (aged 25-64). Additionally, allowance is made for a possible negative influence of labour participation (the ratio of employed persons to the population) on the amount of human capital in deployed labour, as higher labour participation can lead to greater deployment of less productive labour. As deployment of labour measured in hours worked is relevant here, the number of hours worked per employed person can play a role in this context. It is possible, for instance, that less productive persons are more likely to work part-time, which would have an upward effect on average labour productivity per hour worked. In addition to a composition effect of the proportion of part-time workers on human capital per unit of labour, the number of hours worked per employed person can also have a direct effect on labour productivity via TFP. A smaller number of hours worked per employed person, for instance, will have a direct positive effect on labour productivity if it results in less fatigue, people working harder in the available hours or more overtime being worked outside normal working hours. The number of hours worked per employed person acts as an explanatory variable for both partial effects.

Once the explanatory factors for labour productivity growth have been dealt with, explanatory factors for private R&D expenditure are discussed, largely on the basis of previous empirical literature. These include the sector composition, government funding of private R&D, public R&D, public-private interaction in public R&D, domestic and foreign protection of intellectual property, the domestic and foreign stock of high-grade knowledge, the openness of the economy, the net capital income share of the business sector, the real interest rate, the availability of bank credit, the private R&D intensity at global level and the state of the business cycle. With respect to government funding of private R&D, a distinction is made between R&D tax incentives and other government funding of private R&D. This 'other government funding' comprises subsidies, credits and R&D contracts (procurement of R&D by the government). Distinctive in comparison with many previous empirical studies is that a large number of potential factors is considered simultaneously (as is the case with the explanation of labour productivity development).

Chapter 7: Panel Data Analysis to Explain Labour Productivity Growth

Chapter 7 gives an empirical explanation of labour productivity development at individual country level. The empirical estimates take into account the contribution of capital deepening (development of physical capital per unit of labour) by applying *a priori* growth accounting weights representing the share of capital income in value added. The other explanatory variables are explanatory factors for the Solow residual. Some of the key results of the empirical estimates are discussed below.

A highly significant elasticity of 0.40 is found for the average years of education of the population (aged 25-64) as a variable for human capital per unit of labour. This elasticity is in line with the results of previous research by Bassanini and Scarpetta (2001, 2002). A highly sig-

nificant elasticity of -0.43 is found for labour participation (the ratio of employed persons to the size of the population) as an additional variable for human capital per unit of labour. A highly significant negative elasticity is also found for the number of hours worked per employed person (which can be seen partly in connection with human capital per unit of labour, and also as a variable that can directly influence TFP). This elasticity amounts to -0.53 .

The elasticities found for domestic private and public R&D capital are positively dependent on a country's share in the global stock of R&D capital. In the case of foreign private and public R&D capital the elasticities are empirically confirmed to be positively dependent on the openness of the economy, in line with previous research by Coe and Helpman (1995). For the Netherlands the elasticities for *domestic* private and public R&D capital are estimated at 0.07 and 0.05 respectively, taking 2006 as the most recent year in the estimation period. In the case of *foreign* private and public R&D capital the estimated elasticities amount to 0.05 and 0.04 respectively. In the United States, which is a relatively closed economy with a large share in the global stock of R&D capital, the elasticities for domestic private and public capital are much higher than in the Netherlands, whereas the elasticities for foreign private and public R&D capital are much lower in the United States than in the Netherlands.

Interestingly, the sums of the elasticities for domestic and foreign – private and public – R&D capital in the United States are substantially higher than in the other countries. The explanation seems to be that spillovers are stronger within national borders than internationally, across the borders, which would give the United States a major scale advantage in utilizing R&D spillovers. The previous study by Coe and Helpman (1995) already gave an indication of this. The higher sums of the elasticities found for the United States mean that the United States can benefit from a larger effect of growth in domestic and foreign R&D capital (totally) on TFP growth than other countries. In contrast, however, it is not able to benefit very much from a catch-up effect, as it can be regarded as a technological leader.

For private – domestic and foreign – R&D capital elasticities are found that are 1.5 times as high as those for public – domestic and foreign – R&D capital. Taking into account the ratio of public R&D to private R&D, on the basis of R&D figures for the Netherlands referring to 2006, this would mean that one euro of additional private R&D on average contributes almost 30% more to labour productivity than one euro of additional public R&D. In the long term an increase in private R&D in the Netherlands would affect gross domestic product by a multiplier of almost 11, and an increase in public R&D by a multiplier of over 8 (in both cases one-third of the effect is the result of additional growth in the capital-labour ratio for a given investment rate). For both categories of R&D the calculated long-term multiplier can be regarded as very high.

When interpreting the multipliers, it is important to allow for the fact that a large proportion of public R&D is not oriented towards science that benefits technology development and business innovation. In those areas of public R&D, a lower multiplier can be assumed than that mentioned above for the totality of public R&D. It follows from this, however, that public R&D carried out in areas highly relevant to technology development and innovation in enterprises (in particular the physical and engineering sciences) can be expected to have a higher multiplier on average. In those areas of public R&D the multiplier could be substantially higher than the average for private R&D.

In addition to the effects of domestic and foreign R&D capital, a major role is found for the catch-up mechanism. A catch-up variable in which the technological distance between countries is measured on the basis of patents granted by the U.S. Patent and Trademark Office (in relation to the size of the labour force) has strong explanatory power for labour productivity growth in a country. Furthermore, an interaction effect of R&D capital intensity is found in the catching-up effect. This confirms the importance for a country to perform own R&D in order to utilize foreign technological knowledge.

Chapter 8: Panel Data Analysis to Explain Private R&D Expenditure

Chapter 8 gives an empirical explanation of private R&D expenditure relative to gross domestic product at individual country level. Private R&D expenditure (the numerator) and gross domestic product (the denominator) are expressed in volume terms. The price trend is stronger for R&D expenditure than for gross domestic product, which means that price increases have a stronger downward effect on the development of the volume of R&D expenditure than on the development of the volume of gross domestic product. Estimating a separate equation for private R&D intensity provides insight into how particular variables indirectly influence labour productivity development via the amount of private R&D expenditure.

Empirically, strong effects are found for government funding of private R&D, the relative price of R&D (the ratio of the price of R&D to the price of gross domestic product), the sector composition, the stock of high-grade knowledge in a country compared with that in other countries (relevant in the context of international R&D location factors), the domestic and foreign protection of intellectual property, the availability of bank credit and the global private R&D intensity. Also found to have a significant influence are the R&D capital of higher education institutions and research institutions, public-private interaction with respect to R&D capital of higher education institutions, the net capital income share of the business sector, the openness of the economy and the state of the business cycle (this latter has a negative influence). No influence is found of the real interest rate.

From a policy point of view, the effect of government funding of private R&D is particularly important. Government funding is a tool by which government can directly influence private R&D spending. Both government funding in the form of R&D tax incentives and other government funding (subsidies/credits and R&D procurement) are found to have a highly significant effect. A higher multiplier is found for 'other government funding' than for tax incentives, taking in mind 'conventional' tax schemes. For this type of tax incentives the multiplier is estimated at 0.93, whereas for other government funding of private R&D a multiplier of 1.15 is found. In 'conventional' tax schemes the tax reduction depends on the company's total R&D expenditure. In the case of an 'incremental' R&D tax incentive the tax reduction depends on R&D expenditure above a particular baseline (set for each company). This enables R&D to be stimulated more strongly 'at the margin'. A considerably higher multiplier can be achieved with incremental R&D tax schemes than with conventional ones, but no estimate has been made of this.

Besides government funding of private R&D, public R&D capital has an influence on private R&D expenditure. Firms can build upon publicly developed knowledge in private R&D activities. In the empirical estimates a distinction is made between R&D capital of higher educa-

tion institutions and R&D capital of research institutions. Semi-elasticities are estimated for these two categories of public R&D capital. These can be converted into multipliers representing the longer-term effects of additional R&D expenditure by higher education institutions and research institutions on private R&D spending. Based on the private R&D intensity in the Netherlands in 2006, it can be deduced from the estimated semi-elasticities that, in the longer term, one euro of additional R&D expenditure by higher education institutions would lead to 0.23 euro of additional private R&D expenditure, and one euro of additional R&D expenditure by research institutions would result in 0.46 euro of additional private R&D expenditure.

The sector composition has a major influence on the private R&D intensity in a country. The variables included to represent the sector composition are: the share of manufacturing in value added of the aggregate economy and the share of high-tech and medium-high tech industries in value added of manufacturing. Both these variables have a significant positive effect on private R&D intensity. An elasticity of 0.36 is found for the first sector composition variable and an elasticity of 0.80 for the second. In the vast majority of the twenty OECD countries included in the study, the share of manufacturing in value added of the aggregate economy has had a falling trend. The share of high-tech and medium-high tech industries in the value added of manufacturing, on the other hand, has shown a rising trend in a large number of countries.

In a number of countries the development of the sector composition made a positive contribution to the development of private R&D intensity during the 1970-2006 period. Ireland and Finland benefited most from sector composition changes, with positive influences on private R&D intensity in 2006 vis-à-vis 1970 calculated at 87% and 75% respectively. In the Netherlands sector composition changes contributed negatively to the development of private R&D intensity during the period 1970-2006, estimated at 18%. Furthermore, it appears that the sector composition contributes heavily to the Netherlands' private R&D shortfall relative to the OECD average (level difference). Depending on the way it is calculated (taking R&D intensity at home or abroad as the point of reference), it can be quantified at 0.28%-0.36% of gross domestic product in 2006.

The protection of intellectual property and the openness of the economy are factors that have shown a positive trend internationally. These factors delivered positive contributions to the development of private R&D intensity in the various countries during the 1970-2006 period. Both of them make a substantial contribution to explaining the rising trend in nominal private R&D intensity that has occurred in many countries. As regards growth in private R&D intensity in volume terms, this is countered by a negative influence of a rising trend in the relative price of R&D, defined as the price of R&D relative to the price of gross domestic product. The -0.94 elasticity found for this variable means that the volume of R&D expenditure responds slightly less than proportionately to relative price rises of R&D. Hence, a relative price rise of R&D does have some positive influence on nominal R&D intensity.

Chapter 9: Decomposition of Labour Productivity Growth in the Netherlands and Some Other Countries

Chapter 9 presents a decomposition analysis, quantifying the contributions of various factors to actual labour productivity growth in the 1970-2006 period for four countries. The countries

chosen are the Netherlands and Finland as relatively small countries, and Germany and the United States as large ones. The analysis takes account of direct influences as well as indirect influences via R&D expenditure. The calculations are performed by applying the coefficients found to explain labour productivity development and private R&D expenditure in Chapters 7 and 8 to the actual developments of variables over the 1970-2006 period. The indirect influences via R&D expenditure involve a long process of adaptation through an accumulation function for R&D capital.

In all four countries the development of the capital-labour ratio and the development of various categories of R&D capital (distinguishing between domestic and foreign private R&D capital and domestic and foreign public R&D capital) made substantial contributions to labour productivity growth during the entire period 1970-2006. In the case of the Netherlands and Finland this was also true of the increase in the average years of education. In Germany and the United States the contribution of this factor was fairly small during the 1990s and the most recent period, 2000-2006. In all four countries the increase in openness of the economy also made a structural positive contribution to labour productivity growth. Furthermore, the results indicate that catching-up with the United States as a technological leader delivered an important structural (positive) contribution to labour productivity growth in the Netherlands, Finland and Germany.

In the case of the Netherlands the following major positive contributions to labour productivity growth have been calculated over the 1970-2006 period:

- a contribution of growth in the capital-labour ratio: on average 0.54 percentage points per year;
- a contribution of the increase in the average years of education: on average 0.34 percentage points per year;
- a contribution of growth in domestic private R&D capital: on average 0.11 percentage points per year;
- a contribution of growth in domestic public R&D capital: on average 0.09 percentage points per year;
- a contribution of growth in foreign private R&D capital combined with a rise in the import ratio as an interaction term: on average 0.20 percentage points per year;
- a contribution of growth in foreign public R&D capital combined with a rise in the import ratio as an interaction term: on average 0.08 percentage points per year;
- a contribution of catching-up: on average 0.62 percentage points per year;
- a contribution of the fall in the number of hours worked per employed person: on average 0.40 percentage points per year.

The strong positive contribution of the fall in the number of hours worked per employed person is countered by a substantial negative contribution of increased labour participation, resulting on balance in a limited positive contribution from these two factors together, averaging 0.15 percentage points per year over the 1970-2006 period. In the 1990-2000 sub-period the negative contribution of increased labour participation strongly predominated: at that time this averaged 0.56 percentage points per year, as against a positive contribution from the fall in the number of hours worked per employed person of 0.07 percentage points per year in that period.

In the Netherlands sharp falls in private and public R&D intensity in volume terms had a downward influence on the contributions of growth in private and public R&D capital to labour productivity growth in the period 1970-2006. Important explanatory factors for the sharp fall in private R&D intensity in volume terms in the Netherlands are a decline in the share of manufacturing in value added of the aggregate economy as part of the sector composition effect, a decline in the R&D capital intensity of research institutions, and a deterioration in the position of the Netherlands relative to other countries regarding the stock of high-grade knowledge (which can be considered as an international R&D location factor). A negative effect of the relative price rise of R&D also played an important role. With an elasticity of -0.94 the relative price rise of R&D exerted a strong negative effect on the development of private R&D intensity in volume terms.

The explanatory factors in the decomposition analysis, however, explain only 62% of the sharp fall in private R&D intensity in volume terms in the Netherlands (over 1% per year in the 1970-2006 period). Chapter 8 reveals a similar picture when explaining the trend in private R&D intensity in the Netherlands relative to other countries. This could represent an increasing gap between the amount of R&D carried out by Dutch companies abroad and the amount of R&D performed by foreign companies in the Netherlands. Historical data on R&D internationalization flows from and to the Netherlands is needed to get a better understanding of this.

In Finland private and public R&D intensity in volume terms rose sharply over the period 1970-2006. This led to relatively large contributions of the growth in private and public R&D capital to labour productivity growth in Finland of respectively 0.5 percentage points and 0.2 percentage points on average per year in the 1970-2006 period. Concerning the explanatory factors for the growth in private R&D intensity, Finland marks itself off from the other three countries particularly in a strong positive effect of the development of the sector composition. On top of this, compared with the other three countries Finland scores positively on influences of the development of the stock of high-grade knowledge, the development of public R&D intensity, the development of intellectual property protection and the development of the net capital-income share.

In addition to the development of private and public R&D intensity, the development of the volume of gross domestic product is important to the development of the volume of private and public R&D expenditure in absolute terms. As regards the ultimate effects of the explanatory factors for R&D expenditure on labour productivity growth via the R&D capital stock, growth in the volume of gross domestic product is found to play a major role in the decomposition analysis. This has much in common with Jones' (1995) semi-endogenous growth theory, in which long-term productivity growth is determined by the growth in the number of R&D personnel. To a certain extent growth in the number of R&D personnel is comparable to growth in the volume of R&D expenditure, which in the R&D capital approach determines the productivity growth that is attributable to R&D in the longer term.

Chapter 10: Summary, Conclusions and Policy Implications

The final chapter of this thesis, like this English summary, includes a Theme and Method section and a discussion of the separate chapters. In addition, that chapter gives an overview of

the most important findings and policy implications. Below the policy implications are discussed, distinguishing between innovation and human capital as the two key factors in the Solow residual.

Innovation as a Factor in the Solow Residual

The elasticities found for domestic and foreign R&D capital in explaining labour productivity growth at individual country level point to large domestic and foreign spillovers of knowledge developed by R&D. Catching-up adds an additional effect of foreign spillovers. Spillovers of domestic R&D capital justify financial stimulation of private R&D and direct funding of public R&D by national governments in their own countries. Foreign knowledge spillovers provide a foundation for international agreements to increase R&D intensity. After all, a country benefits not only from its own domestic R&D, but also from R&D performed in other countries.

In 2002 countries agreed at EU level to make concerted efforts towards an R&D intensity of 3% of gross domestic product by 2010, with two-thirds of R&D expenditure financed by the private sector (the ‘Barcelona ambition’ under the Lisbon Agenda), but this has not resulted in a substantial increase in the average R&D intensity in the EU. In 2010 the EU has again set a target of 3% of gross domestic product for total R&D expenditure by 2020, not specifying a privately financed portion (a target under the Europe 2020 Strategy). More rigorous agreements between the countries in connection with this reformulated ambition for 2020 are worth considering. These could be based on specific action plans offering the prospect of actually achieving the target.

Public R&D intensity can be influenced directly by government through government funding of public R&D at higher education institutions and research institutions. Public R&D spending was also found to have a positive influence on private R&D spending. Publicly developed knowledge expands the knowledge base for companies to build upon with their own private R&D efforts. Government can use financial schemes to encourage private R&D directly. Given the multipliers found for tax incentives to R&D and ‘other government funding’ of private R&D (including subsidies), however, very large sums of money are needed to achieve a much higher R&D intensity. A substantial intensification of financial R&D stimulation is nevertheless easy to justify because of the strong external effects that R&D has. If the multipliers found for the effect of government funding of private R&D are combined with those that follow from the empirical estimates for the effect of private R&D expenditure on gross domestic product, one euro of additional tax incentives for R&D would lead to approximately 10 euros of additional gross domestic product in the longer term, as against approximately 12 euros in the case of other government funding.

The multiplier just mentioned for R&D tax incentives relates to ‘conventional’ schemes such as the WBSO (R&D tax credit scheme) in the Netherlands. In the case of an ‘incremental’ R&D tax incentive a higher multiplier could be achieved, as R&D is then stimulated more strongly ‘at the margin’. The Dutch government could consider introducing an incremental R&D tax incentive in addition to the existing WBSO scheme. For companies with relatively high R&D expenditure in particular this would provide a stronger incentive to spend more on

R&D. At present the WBSO provides them with only a limited incentive compared with that to companies with relatively low R&D spending.

Although increases in private and public R&D intensity are desirable because of the strong long-term effects on productivity, they are not needed in order to continue to benefit strongly from innovation-driven productivity growth. Innovation-driven productivity growth depends on growth in domestic and foreign R&D capital and catching-up. Growth in foreign R&D capital lies beyond a country's direct sphere of influence, but in practice it makes a major structural contribution to TFP growth in the Netherlands. The catching-up effect depends partly on the amount of R&D carried out in the own country. At constant private and public R&D intensities the contribution of catching-up to TFP growth in the Netherlands can remain large. In the longer term, growth in domestic R&D capital is determined by growth in domestic R&D efforts. As long as economic growth continues steadily, substantial growth in domestic R&D efforts can continue with private and public R&D intensities remaining constant.

An important point here, however, is that nominal R&D intensities that remain constant mean falling R&D intensities over time in volume terms. The reason for this is that the price of R&D rises faster structurally than the price of gross domestic product, as a result of the systematic rise in real wage costs for R&D personnel. Although private R&D intensity in the Netherlands fell by only 6% nominally over the 1970-2006 period, in volume terms the fall was 33%. Because of economic growth the stock of private R&D capital grew by 70% over that period. Yet, that is much less than the 170% growth in the total of twenty OECD countries taken into consideration, where private R&D intensity in volume terms remained approximately the same over the 1970-2006 period.

Finland is an interesting country for a closer examination, as private R&D intensity there has risen sharply over the years. The decomposition analysis in Chapter 9 shows that that sharp rise in private R&D intensity can be linked *inter alia* to a sharp increase in the share of high-tech and medium-high tech industries in gross domestic product and an improvement in Finland's position regarding the stock of high-grade knowledge (relevant as an international R&D location factor). Both of these factors can be seen as the result of successful technology development in Finland. The Netherlands could improve its private R&D position substantially in a similar way. The government's top areas approach, designed to strengthen the position of a number of knowledge-intensive 'top sectors' in the Dutch economy, could increase the chances of such technological-economic success.

Another promising area for the Netherlands seems to be an active policy to increase R&D expenditure by foreign companies. Relatively low R&D spending by foreign companies in the Netherlands (adjusted for the strong openness of the Dutch economy) is an important explanatory factor for the relatively low private R&D intensity in the Netherlands. This thesis has found empirical indications that Dutch companies are having more and more R&D carried out abroad without compensation at the same level from additional R&D spending by foreign companies in the Netherlands. Further research into the internationalization flows of R&D over a long period in the Netherlands in comparison with other countries is needed to obtain greater clarity on this point.

Human Capital as a Factor in the Solow Residual

Growth in human capital per unit of labour is the second key factor in the Solow residual. This factor can to a large extent be represented by the increase in the average years of education of the population. A structural increase in this has made a major structural contribution to labour productivity growth in the Netherlands. In addition to the average years of education, the deployment of labour in relation to the size of the population is relevant for the amount of human capital per unit of labour, as higher employment can lead to greater deployment of less productive labour. This effect is confirmed by the empirical analysis: a 1% increase in labour participation (with a given number of hours worked per employed person) was estimated to have a negative effect on labour productivity of 0.43%.

An important question is whether human capital also contributes to productivity growth via external effects. Here we can distinguish between static externalities of human capital via knowledge transfer between individuals in the production process and dynamic externalities via a contribution of human capital to innovation. This thesis does not empirically confirm any static externalities. Dynamic externalities of human capital are difficult to separate from the contribution of R&D to productivity growth. Innovation is human work, with human capital as an input to innovation generating dynamic externalities. Although dynamic externalities of human capital are difficult to detect directly based on variables for human capital, implicitly they are strongly expressed in the influence of R&D on TFP development. The dynamic externalities of human capital justify government policy to increase the availability of scientists and engineers as an input to R&D/innovation.

English Summary

Curriculum vitae

Piet Donselaar is in 1963 geboren te Leusden. Na een studie bedrijfseconomie aan de HEAO te Arnhem studeerde hij algemene economie aan de Erasmus Universiteit Rotterdam, vervulde hij de militaire dienstplicht en volgde hij de postdoctorale Beroepsopleiding Financieel-Economisch Beleidsmedewerker (BOFEB). In het kader van de BOFEB is hij werkzaam geweest bij het Centraal Planbureau, waar hij een internationale vergelijking van replacement ratio's uitvoerde. Sinds 1994 is hij als beleidsmedewerker/onderzoeker werkzaam bij het Ministerie van Economische Zaken en het Ministerie van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie als rechtsopvolger daarvan (vanaf 2010). De laatste jaren heeft zijn werkterrein gelegen op het gebied van ondernemen en innovatie.



Momenteel werkt Piet als onderzoeksmatig expert en strateeg bij de directie Innovatie en Kennis van het Directoraat-Generaal voor Bedrijfsleven en Innovatie. Hij neemt een positie in tussen wetenschap en beleid, waarbij onderzoeksmatige inzichten worden vertaald richting beleidsontwikkeling en beleidsonderbouwing. Zijn proefschrift is deels gebaseerd op onderzoek dat hij in het verleden binnen het ministerie heeft uitgevoerd naar de determinanten van de R&D-uitgaven van bedrijven en de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. Met de opgebouwde kennis op dat gebied verzorgt hij ook colleges voor het vak Kennis en Innovatie van de BOFEB. In de laatste jaren van de vorige eeuw heeft hij tevens onderzoeksmatige aandacht gegeven aan de economische aspecten van het millenniumprobleem. In het verdere verleden heeft hij samen met wijlen prof.dr. A. Knoester onderzoek verricht naar de gevolgen van wisselkoersveranderingen voor de Nederlandse economie. Het onderzoeksmatige werk heeft in de loop der jaren geleid tot ongeveer dertig publicaties in de vorm van wetenschappelijke rapporten, artikelen en bijdragen aan boeken.

Arbeidsproductiviteitsgroei ligt ten grondslag aan welvaartsgroei in een land. Een belangrijke vraag is hoe de arbeidsproductiviteitsgroei wordt bepaald. Op dit terrein bestaat nog veel onduidelijkheid in de wetenschappelijke literatuur. Dit proefschrift biedt vergaand inzicht in de determinanten van de arbeidsproductiviteitsgroei.

Het ontrafelen van het Solow-residu is als thema gekozen voor het proefschrift. Dat residu stamt uit een artikel van Robert M. Solow uit 1957. Het geeft het deel van de arbeidsproductiviteitsgroei weer dat resteert nadat de bijdrage daaraan van de groei van de hoeveelheid fysiek kapitaal per eenheid arbeid in mindering is gebracht met behulp van de door Solow ontwikkelde groeiboekhoudingsmethodiek. Innovatie en een toenemend kennisniveau van de beroepsbevolking zijn centrale factoren achter het Solow-residu. Hoewel hiermee in globale zin bekend is hoe het Solow-residu kan worden verklaard, geeft de literatuur een diffuus beeld van de mechanismen die daarbij van toepassing zijn en van de effecten die verschillende variabelen hebben op de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. In dit proefschrift wordt nagestreefd om helderheid te verkrijgen op tal van punten. Hierbij wordt zo veel mogelijk voortgebouwd op sterke punten uit reeds beschikbaar onderzoek. Verschillende puzzelstukjes worden in elkaar gelegd, om te komen tot een breed geïntegreerd beeld van de rol die verschillende variabelen en mechanismen spelen bij de arbeidsproductiviteitsontwikkeling.

Het proefschrift gaat diep in op de mechanismen achter de invloed van innovatie op de arbeidsproductiviteitsgroei. Verschillende (semi-)endogene groeitheorieën die technologische ontwikkeling als kracht achter de arbeidsproductiviteitsgroei beogen te verklaren op basis van Research & Development (R&D) als input voor innovatie, worden empirisch getoetst. Die empirische toetsing vindt plaats op het wereldwijde niveau, omdat de (semi-)endogene groeimodellen vooral op dat niveau van toepassing zijn. De uitkomst hiervan wordt vervolgens benut bij een uitgebreide empirische analyse ter verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling op het niveau van individuele landen. Daarnaast worden de R&D-uitgaven van bedrijven empirisch verklaard als belangrijke factor voor innovatie bij de verklaring van de arbeidsproductiviteitsontwikkeling. De empirische analyses vinden plaats met tijdreeksen voor 20 OECD-landen over de periode 1970-2006. Er wordt geëindigd met een decompositie van de arbeidsproductiviteitsgroei voor Nederland en drie andere landen. Daarin worden de bijdragen van diverse factoren aan de arbeidproductiviteitsgroei – en onderliggend de R&D-uitgaven van bedrijven – gekwantificeerd voor de volledige periode 1970-2006 en subperioden daarbinnen. Dat leidt tot een kwantitatieve ontrafeling van het Solow-residu, nadat in eerdere delen van het proefschrift fundamentelementen zijn gelegd met een theoretische ontrafeling van mechanismen en determinanten.

Piet Donselaar is als beleidseconoom verbonden aan het Ministerie van Economische Zaken, Landbouw en Innovatie. Hij heeft dit proefschrift op persoonlijke titel geschreven in zijn vrije tijd. Het is deels gebaseerd op onderzoek dat hij eerder op het ministerie heeft verricht.