
Conjunctuur en sociale normen: determinanten van arbeidsparticipatie*

FRANK CÖRVERS** EN MAARTEN VENDRIK***

In de periode 1994-2001 is het arbeidsaanbod van zowel Nederlandse vrouwen als mannen sterk gestegen. Bij vrouwen speelde een trendmatige groei door sociale-normveranderingen een grote rol, terwijl het arbeidsaanbod van mannen relatief sterk toenam door de conjuncturele opleving en de daling van de werkloosheid. Ook de stijging van het opleidingsniveau was een belangrijke factor voor zowel vrouwen als mannen. Vanaf 2001 lijkt de neergaande conjunctuur en de sterk oplopende werkloosheid een neerwaarts effect te hebben op de arbeidsparticipatie van mannen.

1 Inleiding

De voortgaande vergrijzing en de daarmee gepaard gaande kosten van pensioen- en zorgvoorzieningen maken het van belang om voldoende zicht te krijgen op de determinanten van de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie. Een versterking van het economische draagvlak om de oplopende kosten van de vergrijzing op te vangen kan onder meer worden gecreëerd door een verdere groei van het arbeidsaanbod van vrouwen en mannen. De afgelopen tien jaar is de arbeidsparticipatie van met name vrouwen sterk gestegen. Vanaf 1994 nam de bruto participatiegraad - het aandeel van de vrouwelijke beroepsbevolking bestaande uit werkenden en werklozen in de totale populatie van vrouwen tussen 15 en 64 jaar - toe met gemiddeld 1,1 %-punt per jaar tot 58,7% in 2004. Voor mannen was deze stijging slechts 0,3 %-punt per jaar, waardoor de bruto participatiegraad uitkwam op 78,2% in 2004.¹

In dit artikel worden vier verklaringen gegeven voor de toename van de arbeidsparticipatie van vrouwen en mannen, welke middels een decompositie van de stijging van de arbeidsparticipatie zullen worden gekwantificeerd. Ten eerste, de invloed van de

* Met dank aan Bart Golsteyn en een anonieme referent voor hun commentaar op een eerdere versie van dit artikel. Verder willen wij Dion Bongaerts en Arnaud Dupuy bedanken voor hun medewerking en suggesties.

** Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt (ROA), Universiteit Maastricht

*** Departement Algemene Economie, Universiteit Maastricht

1 In dit artikel zal geen aandacht besteed worden aan de arbeidsduur van de participerende vrouwen en mannen, welke eveneens van belang is voor het economische draagvlak. Zo is het aandeel vrouwen dat een baan heeft voor 35 uur of meer per week, tussen 1992 en 2001 gedaald van 47% naar 37% (voor mannen trad er een daling op van 92% naar 88%; Enquête Beroepsbevolking, CBS). Door deze verkorting van de gemiddelde werkweek werd de draagvlakvergroting als gevolg van de toenemende arbeidsparticipatie afgeremd.

conjunctuur op de arbeidsparticipatie. Als maatstaf voor de conjunctuur zal daarbij het jaarlijkse werkloosheidspercentage worden gehanteerd. We gaan ervan uit dat de werkloosheid, met enige vertraging, reageert op de economische groei. Door een stagnatie van de economische groei valt immers de banengroei lager uit, of wordt deze zelfs negatief. Een stagnerende werkgelegenheidsgroei leidt, bij gelijkblijvende groei van het arbeidsaanbod, tot een stijging van de werkloosheid. Het is aannemelijk dat door een stijging van de werkloosheid personen die actief op zoek zijn naar werk en op korte termijn beschikbaar zijn voor de arbeidsmarkt, ontmoedigd raken bij hun inspanningen om een baan te vinden. Dit effect staat bekend als het ‘discouraged worker effect’ (zie bijv. Finegan, 1981; Jones en Riddell, 1998). Hierdoor kunnen bijvoorbeeld vrouwen besluiten zich meer op huishoudelijke en zorgtaken te richten, en kunnen jongeren besluiten om hun deelname in het reguliere voltijdsonderwijs te verlengen. Tevens zal op beleids- en institutioneel niveau de uitstroom naar arbeidsongeschiktheid (WAO) en de vervroegde uittrede door prepensioen of VUT vergemakkelijkt worden. Er is dan sprake van ‘verborgen werkloosheid’ omdat personen die niet actief zoeken naar een baan van 12 uur per week of meer, officieel niet tot de werklozen worden gerekend. Dat betekent dat zij in de arbeidsstatistiek geen deel meer uitmaken van de beroepsbevolking en het arbeidsaanbod. Hierdoor daalt het aandeel van de beroepsbevolking in de potentiële beroepsbevolking (i.e. iedereen tussen 15 en 64 jaar), i.e. de bruto participatiegraad. Omgekeerd kan een daling van de werkloosheid een aanmoediging zijn om actiever op zoek te gaan naar werk en aanleiding geven tot aanscherping van de regels voor uitstroom naar WAO, VUT en de voltijdse deelname aan onderwijsactiviteiten (zie bijv. Hassink, Van Ours en Ridder, 1997). Hierdoor zal de bruto participatiegraad juist toenemen.

Ten tweede zal worden aangegeven hoe groot de invloed van persistentie-effecten op de arbeidsparticipatie van vrouwen en mannen is geweest. Persistentie treedt op doordat ontwikkelingen in de arbeidsparticipatie in het verleden effect hebben op de huidige arbeidsparticipatie. Ten derde heeft de autonome groei een belangrijke rol gespeeld, met name bij de stijging van de arbeidsparticipatie van vrouwen. Autonome groei kan een gevolg zijn van zowel ‘cohorteffecten’ door veranderingen in sociale normen als beleidseffecten zoals fiscale stimulering van de arbeidsparticipatie en ingrepen in het uitkeringsstelsel (voor zover deze niet geïnduceerd worden door veranderingen in de werkloosheid).

Tot slot kunnen veranderingen in de bevolkingssamenstelling de stijging van de arbeidsparticipatie verklaren. Hierbij zal worden gekeken naar de veranderingen in de leeftijdsopbouw, het opleidingsniveau, de etniciteit en de huishoudsamenstelling van de bevolking.²

In paragraaf 2 wordt enkele verklaringen genoemd voor de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen in Nederland tussen 1969 en 2004. In paragraaf

2 In dit artikel zijn twee tijdreeksen gebruikt. De gegevens over de bruto participatiegraad tussen 1994 en 2004 zijn afkomstig uit de *Enquête Beroepsbevolking* van het CBS (zie statline.cbs.nl) en hebben betrekking op de bevolking tussen 15 en 64 jaar. De reeks van 1969 tot en met 2004 is afkomstig van het Centraal Planbureau (zie de bijlagen bij het *Centraal Economisch Plan 2005*, www.cpb.nl, bewerking van CBS-gegevens door het CPB). Deze reeks heeft betrekking op de bevolking tussen 20 en 64 jaar.

3 wordt een theoretisch model gepresenteerd om het verband tussen werkloosheid en arbeidsparticipatie te kunnen schatten. Hierbij wordt nader ingegaan op verschillende vormen van persistentie en op het 'discouraged worker effect' in brede zin. In paragraaf 4 worden de schattingsresultaten weergegeven. Voor het schatten van de invloed van werkloosheid op de participatiegraad worden de tijdreeksgegevens voor de periode van 1969 tot 2004 gebruikt. In paragraaf 5 volgt een decompositie van de vier hierboven genoemde verklaringen voor het verloop van de participatiegraad. Dit gebeurt voor de periode van opgaande conjunctuur tussen 1994 en 2001 en de periode van neergaande conjunctuur tussen 2001 en 2004. Aangegeven wordt welke van de bovengenoemde factoren het belangrijkste zijn om de ontwikkelingen van de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen te kunnen verklaren. In paragraaf 6 volgen de conclusies.

2 Lange-termijnontwikkeling van de arbeidsparticipatie

De afgelopen decennia heeft de arbeidsparticipatie van vrouwen en mannen zich geheel verschillend ontwikkeld. Figuur 1 geeft inzicht in de bruto participatiegraad (in %-punten) van vrouwen en mannen en de werkloze beroepsbevolking als percentage van de beroepsbevolking (totaal mannen en vrouwen) tussen 1969 en 2004. Aan de stijging van de arbeidsparticipatie van vrouwen ligt duidelijk een stijgende lange-termijntrend ten grondslag. Deze stijging is overigens ook waar te nemen in andere landen van de Europese Unie (Europese Commissie, 2001). De stijgende arbeidsparticipatie hangt samen met het feit dat vrouwen in de jongere cohorten gemiddeld minder kinderen krijgen dan vrouwen in de oudere cohorten. Bovendien stoppen zij minder snel met werken als ze één of meer kinderen krijgen. Indien vrouwen wel uitstromen van de arbeidsmarkt is er onder de jongere cohorten steeds meer sprake van herintrede. Voor een deel zijn deze cohorteffecten het gevolg van een stijging van het gemiddelde opleidingsniveau.³ De alternatieve kosten ('opportunity cost') van non-participatie zijn hoger naarmate het opleidingsniveau hoger ligt en de inkomsten uit betaalde arbeid stijgen. In veel studies over de in der loop der tijd toegenomen bereidheid van vrouwen om te participeren op de arbeidsmarkt, blijkt de stijging van het opleidingsniveau een dominante factor te zijn (Gomulka en Stern, 1990; Groot en Pott-Buter, 1993; Cörvers en Golsteyn, 2003; Gutiérrez-Domènech en Bell, 2004). Min of meer in samenhang met dit stijgende opleidingsniveau, kunnen de cohorteffecten ook toegeschreven worden aan progressievere sociale normen en behoeften met betrekking tot arbeidsparticipatie in jongere cohorten (Vendrik, 1993, 1994; zie par. 5).

Wetzels en Tijdens (2002) concluderen dat goede gegevens over herintrede onder vrouwen niet beschikbaar zijn voor Nederland. Op basis van een niet-representatieve steekproef onder werkende vrouwen in 2000/01 vinden zij dat 27% van de werkende vrouwen herintreders zijn. De gemiddelde loopbaanonderbreking van deze vrouwen was 11,2 jaar. Onder deze vrouwen waren ook veel ouderen: 12% van de herintreders had een loopbaan-

3 Zie voor de relatie tussen arbeidsparticipatie, kinderen krijgen, en opleidingsniveau voor de verschillende geboortecohorten Liefbroer en Dykstra (2000).

onderbreking van meer dan 20 jaar. Dit impliceert dat naast cohorteffecten ook periode-effecten van de conjunctuur belangrijk kunnen zijn om een toename van de arbeidsparticipatie te verklaren, aangezien een deel van deze vrouwen met herintrede gewacht lijkt te hebben totdat de aantrekkende arbeidsmarkt herintrede weer aantrekkelijk en sociaal gewenst maakte. Volgens deze verklaring zou overigens de participatiegroei onder oudere vrouwen in een conjunctuurdal weer afnemen.

Voor de verklaring van de arbeidsparticipatie wordt vaak verwezen naar de zogenaamde *persistentiehypothese*. Hierin is een lage participatiegraad vooral een gevolg van de situatie in het verleden. Aanpassingskosten voor personen en instituties met betrekking tot arbeidsdeelname zorgen ervoor dat snelle veranderingen in de arbeidsparticipatie niet waarschijnlijk zijn. Afspraken die partners met elkaar maken over betaald werk buitenshuis, en de arbeidsverdeling binnenshuis zullen slechts langzaam veranderen. Dergelijke afspraken zijn mede afhankelijk van externe institutionele factoren zoals de belastingwetgeving en de kinderopvangvoorzieningen. Bovendien speelt voor de arbeidsparticipatie van vrouwen een rol wat de sociale normen op het gebied van de taakverdeling binnen het huishouden en het werken buitenshuis zijn, en of andere vrouwen in de referentiegroep deelnemen aan het arbeidsproces. Aan de ene kant zullen dergelijke factoren een remmende invloed uitoefenen op veranderingen in de participatiegraad. Aan de andere kant, als de arbeidsparticipatie in de referentiegroepen van huisvrouwen toch gaat stijgen, zal dit deze vrouwen aanzetten om ook toe te treden tot de arbeidsmarkt en daarmee de toename van de arbeidsparticipatie versterken ('bandwagoneffecten'; zie bijv. Vendrik, 1998). Voor mannen kunnen soortgelijke invloeden van sociale normen, institutionele arrangementen en bandwagoneffecten een rol spelen bij vervroegde pensionering.

Voor mannen is er tot het begin van de jaren negentig sprake van een dalende trend in de arbeidsparticipatie. De werkloosheid als percentage van de beroepsbevolking was vooral hoog in de periode tussen het begin van de tachtiger jaren tot halverwege de negentiger jaren. In het bijzonder de participatiegraad voor mannen valt in deze periode lager uit dan in de periode ervoor en erna. In samenhang met de conjuncturele ontwikkeling hebben beleidsinitiatieven gericht op het stimuleren van de arbeidsparticipatie van oudere mannen en het terugdringen van de instroom in een arbeidsongeschiktheidsregeling een grotere prioriteit gekregen, zoals blijkt uit de invoering van een strengere arbeidsongeschiktheidsregeling in 1993. Voor die tijd was het niet ongebruikelijk dat bij reorganisaties overtollig ouder personeel voortijdig uittrad of een arbeidsongeschiktheidsuitkering kreeg (zie bijv. Hassink, Van Ours en Ridder, 1997). Hoewel het sociale zekerheidsstelsel steeds verder is versoerd, is het vooral voor oudere mannen aantrekkelijk om bij bedrijfssaneringen de arbeidsmarkt de rug toe te keren als zij kunnen ingaan op een gunstig sociaal plan van de werkgever, of als er geen sollicitatieplicht voor hen is. Hierdoor wordt de instroom in de werkloosheid afgeremd, waardoor het werkloosheidscijfer ook lager uitvalt. Uit onderzoek van Kapteyn en De Vos (1997) en Börsch-Supan (1998) over vervroegde pensionering in Nederland in verschillende Europese landen blijkt dat er in Nederland erg grote prikkels waren om vanaf 60 jaar vervroegd met pensioen te gaan. Sinds 1997 zijn de verschillende (pre)pensioenregelingen in Nederland aan het versoeren, hetgeen een sterk effect heeft op

de arbeidsparticipatie van ouderen (Euwals, Van Vuuren en Wolthoff, 2004).

Personen die enige tijd niet aan het arbeidsproces hebben deelgenomen zijn moeilijker inzetbaar dan personen die recente arbeidservaring hebben. Door het blijven gebruiken van eerder verworven kennis en vaardigheden en door te blijven investeren in onderwijs en training van werkenden kan immers kennisveroudering worden tegengegaan en de productiviteit op peil worden gehouden (zie bijv. Van Loo, De Grip en De Steur, 2001). Werklozen hebben dus een groter risico op kennisveroudering, maar kunnen tevens door een slechte arbeidsmarktsituatie ontmoedigd raken in hun zoektocht naar een baan. Dit ‘discouraged worker effect’ ontstaat bij een hoge (of sterk stijgende) werkloosheid en stagnatie (of daling) van de lonen⁴, en vormt een extra drempel voor niet-actieven om een baan te vinden als zij weer geconfronteerd worden met een aantrekkelijke arbeidsmarkt (Darby, Hart en Vecchi, 2001).⁵ Dit geldt a fortiori voor personen die onder invloed van een recessie in de WAO terecht gekomen zijn. Maar ook werkloosheid onder jongeren kan littekens achterlaten voor de arbeidsparticipatie op latere leeftijd. Schweitzer en Smith (1974) spreken in dit verband van de ‘persistence of the discouraged worker effect’. Daarnaast werkt dit effect door via de endogene terugkoppeling van de participatiegraad (bandwagon-effecten) zoals hierboven beschreven.

Institutionele factoren zoals sociale zekerheidswetgeving en belastingwetgeving kunnen zowel een gevolg als een oorzaak zijn van veranderingen in de economische situatie, en de daarmee samenhangende veranderingen op de arbeidsmarkt. De samenhang tussen ontwikkelingen op de arbeidsmarkt en het nemen van beleidsinitiatieven op deze gebieden van wetgeving maakt het uiteraard niet eenvoudiger om de toename van de arbeidsparticipatie exact toe te schrijven aan één bepaalde verklarende factor. In het algemeen kan echter gesteld worden dat alleen hele grote veranderingen in bijvoorbeeld het belastingstelsel een significante stimulans lijken te zijn voor de arbeidsparticipatie (bijv. Vlasblom, 1997, en CPB, 2001). Dit was het geval toen de Nederlandse overheid het mogelijk maakte om de belastingvrije voet van de minst verdienende partner over te dragen naar de ander, waardoor het vooral voor vrouwen in deeltijdbanen fiscaal aantrekkelijker werd om betaald werk te verrichten. Een ander voorbeeld is de bezuinigingen op de studiefinanciering voor studenten, die als mogelijk neveneffect hebben geleid tot een grotere arbeidsparticipatie. Jongeren studeren niet alleen sneller af dan voor de invoering van de twee-fasenstructuur in het hoger onderwijs (OCW, 2001), maar hebben ook meer dan voorheen bijbaantjes om hun studie te bekostigen (Statline, CBS). Het is aannemelijk dat instituties (waaronder wetgeving) met enige vertraging reageren op veranderende economische omstandigheden, maar ook dat individuen met enige vertraging reageren op wijzigingen in de wetgeving.

- 4 Omdat betrouwbare tijdreeksen over de loonontwikkeling vanaf 1970 niet beschikbaar zijn, en omdat een toename van de werkloosheid naar verwachting een remmend effect heeft op de loonontwikkeling, wordt in dit artikel het ‘discouraged worker effect’ alleen weergegeven door het effect van werkloosheid op arbeidsparticipatie.
- 5 We gaan hier niet verder in op het zogenaamde ‘added worker effect’, waarbij vrouwen zich aanbieden op de arbeidsmarkt om het inkomensverlies van de werkloze man op te vangen. Dit effect blijkt doorgaans veel kleiner te zijn dan het ‘discouraged worker effect’, omdat het alleen betrek-

Figuur 1 geeft een beeld van de relatie tussen de toename van de participatiegraad en de afname van de werkloosheid. De groei van de arbeidsparticipatie van mannen vanaf 1995 lijkt mede een gevolg te zijn van de aantrekkende conjunctuur, en de daarmee gepaard gaande daling van de werkloosheid en verkrapping op de arbeidsmarkt.⁶ Voor vrouwen lijkt echter de arbeidsparticipatie trendmatig toe te nemen, onafhankelijk van de conjunctuur. Uit een onderzoek aan de hand van tijdreeksen door Darby, Hart en Vecchi (2001) voor vier landen (Frankrijk, Zweden, Japan en VS) blijkt evenwel dat over het algemeen juist vrouwen ontmoedigd worden in hun zoekgedrag bij een verslechtering van de arbeidsmarktsituatie. Voor Nederland onderzochten Van Mourik en Siegers (1991) de invloed van de werkloosheid op de arbeidsparticipatie op basis van een in 1979 gehouden steekproef (Aanvullend Voorzieningen Onderzoek, AVO79) van mannen en vrouwen in 125 regio's.⁷ Zij vonden dat de arbeidsparticipatie van mannen wordt beïnvloed door fluctuaties in de kortdurige werkloosheid, terwijl de arbeidsparticipatie van vrouwen juist sterk reageert op verschillen in permanente werkloosheid tussen regio's.⁸ Ook Van Ham en Büchel (2004a, b) vinden voor een steekproef van vrouwen in West-Duitsland in 2001 dat vrouwen in regio's met een hoge werkloosheid minder gemotiveerd zijn om een baan te zoeken.

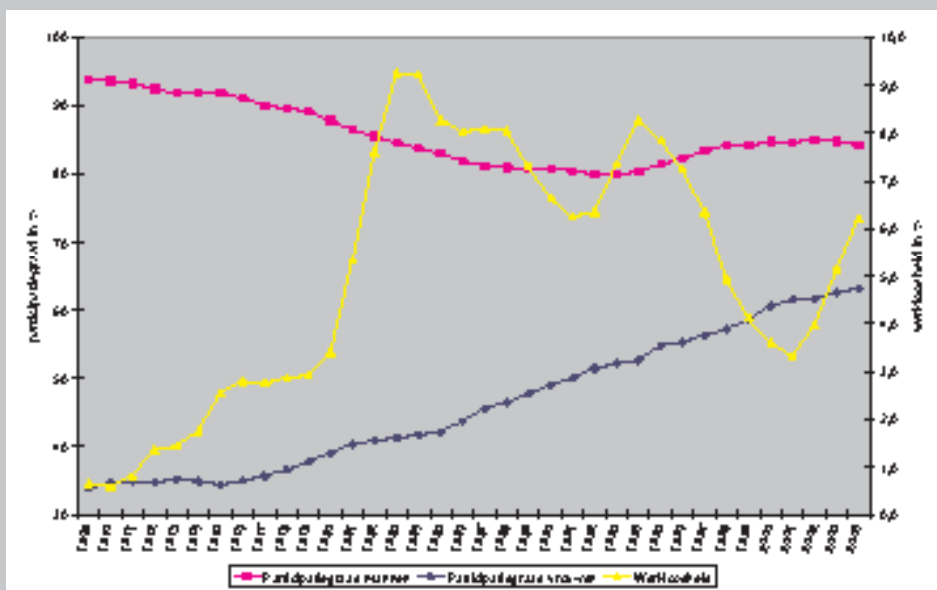
Clark en Summers (1982) nemen werkloosheid als een maatstaf voor de conjunctuur in hun schattingsvergelijkingen voor de arbeidsparticipatie in de Verenigde Staten. Zij gaan uit van het werkloosheidspercentage van volwassen mannen om het conjunctuureffect te schatten, maar maken bij het schatten van de participatievergelijkingen op basis van de tijdreeksen geen onderscheid tussen mannen en vrouwen. Darby, Hart en Vecchi (2001) gebruiken het bruto binnenlands product als maatstaf voor de conjunctuur. Wij prefereren het werkloosheidspercentage als maatstaf, omdat werkloosheid een directere oorzaak is van aanbodreacties op de arbeidsmarkt dan het bruto binnenlands product. Het werkloosheidspercentage is daarbij een maatstaf voor de algehele arbeidsmarktsituatie, die voor een belangrijk deel een gevolg is van de conjunctuur. Toch is de werkloosheidsvariabele meer dan uitsluitend een indicatie voor de conjunctuur. Zo kan ook de demografische opbouw een rol spelen ter verklaring van de werkloosheidsontwikkeling. Door ontgroening en vergrijzing neemt immers het aanbod van jongeren af terwijl ouderen uittreden. Een lager arbeidsaanbod gecombineerd met een toenemende vervangingsvraag leidt tot een krappere arbeidsmarkt en een lagere werkloosheid. Als gevolg hiervan kunnen verschillende groepen in de potentiële beroepsbevolking juist aangemoedigd worden om (actiever) een baan te zoeken.

- 6 Een bevestiging van het belang van aanpassingen in de arbeidsparticipatie bij vraag-schokken kan worden gevonden in Broersma en Van Dijk (2002).
- 7 Wij hebben niet de beschikking over aparte tijdreeksen voor werkloosheid onder mannen en vrouwen van 1969 tot 2003. Het werkloosheidspercentage van mannen en vrouwen bewoog zich gedurende de laatste 10 jaar echter vrijwel altijd in dezelfde richting.
- 8 Zij interpreteren de effecten van permanente en kortdurige werkloosheid op de participatiegraad als 'persistence' respectievelijk 'timing'. Derhalve zou bij mannen vooral de timing van de arbeidsmarktintrede een rol spelen, terwijl vrouwen juist structureel last lijken te hebben van een hoge regionale werkloosheid. Hun schattingsmethodiek is gebaseerd op Clark en Summers (1982), die zowel in hun tijdreeksanalyse als in hun cross-sectie-analyse voor de VS geen aanwijzingen vinden voor timing. Van Mourik en Siegers (1991) geven zelf ook aan dat voor 'timing' over het algemeen weinig empirische ondersteuning wordt gevonden. We zullen ons hier, evenals

Een krappere arbeidsmarkt kan daarbij ook de aanzet geven tot institutionele aanpassingen (prikkel in het belasting- en sociaal verzekeringsstelsel), waardoor eveneens de arbeidsparticipatie wordt gestimuleerd.

Zoals eerder opgemerkt houdt het ‘discouraged worker effect’ in dat werkzoekenden bij een hoge werkloosheid in hun zoekgedrag ontmoedigd worden en op den duur vanwege onvoldoende zoekactiviteiten niet meer tot de beroepsbevolking gerekend worden. Dit impliceert dat de *samenstelling* van de beroepsbevolking in termen van werkenden en werklozen, zoals weergegeven door het werkloosheidspercentage, van invloed is op de *omvang* van de beroepsbevolking. Een kanttekening bij het gebruik van de werkloosheidsvariabele is dat een ont- of aanmoedigingseffect van werkloosheid op de bruto participatiegraad ook een ‘statistisch’ feedbackeffect kan hebben op het werkloosheidspercentage. Dit is bijvoorbeeld het geval als een hogere werkloosheid leidt tot een lagere bruto participatiegraad, maar daarmee ook tot een verandering in de verhouding tussen het aantal werklozen en het aantal werkenden. Het werkloosheidspercentage zal door dit feedbackeffect alleen dalen als werklozen meer dan proportioneel uittreden uit de beroepsbevolking. Het is ook mogelijk dat het werkloosheidspercentage stijgt doordat er meer dan proportioneel werkenden uittreden. Degenen die hun baan kwijt raken worden dan dus niet zozeer werkloos, maar gaan veeleer met vervroegd pensioen, worden arbeidsongeschikt, of gaan een opleiding volgen.

FIGUUR 1 Ontwikkeling van de bruto participatiegraad voor vrouwen en mannen, afgezet tegen de ontwikkeling van de werkloosheid, 1969-2004 Inflatieontwikkeling



Bron: CPB (2005)

In onze analyse wordt de werkloosheid als een exogene variabele beschouwd.

3 Theoretisch model

In deze paragraaf worden ontmoedigings- en persistentie-effecten in een theoretisch model weergegeven. Dit model wordt in de volgende paragraaf geschat. Het theoretisch model is gebaseerd op een uitbreiding van Clark and Summers (1982). Een stijgende werkloosheid heeft een ontmoedigende werking op het zoekgedrag van werklozen waardoor het aanbod van arbeid, uitgedrukt in de bruto participatiegraad, zal afnemen. Hierbij wordt er mee rekening gehouden dat werkloosheid niet alleen een onmiddellijk ontmoedigingseffect kan hebben op de participatiegraad, maar ook dat werkloosheid uit het verleden invloed kan hebben op de huidige participatiegraad, doordat potentiële werkzoekenden te weinig arbeidsmarktervaring hebben opgedaan en hun kennis en ervaring is verouderd. Daarnaast zullen er vertraagde effecten van de werkloosheid optreden op het beleid en instituties (waaronder wetgeving) met betrekking tot WAO, VUT en onderwijs, en daarmee op de participatiegraad. Werkloosheid kan daarbij beschouwd worden als een verschijnsel dat samenhangt met de conjuncturele situatie. De ervaringen met werkloosheid in het heden en verleden kunnen als volgt worden weergegeven:

$$(1) U_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \lambda^i U_{t-i} = U_t + \lambda U_{t-1} + \lambda^2 U_{t-2} + \lambda^3 U_{t-3} + \dots = \frac{U_t}{1 - \lambda L}$$

waarbij U_{t-i} de werkloosheid in jaar $t-i$ is, λ de factor is waarmee het gewicht van de werkloosheid in de voorgaande periodes exponentieel daalt, en L de een-periodevertragingoperator ('lag operator') is. Het bovenstaande proces van vertragingen wordt voorgesteld door Koyck (zie bijv. Gujarati, 1988), en stelt ons in staat om de dynamiek van de ontwikkeling van de participatiegraad op relatief eenvoudige wijze weer te geven.

De persistentie in het verloop van de participatiegraad wordt gemodelleerd door de participatiegraad in elk jaar afhankelijk te maken van alle participatiegraden in het verleden. De invloed van de vertraagde participatiegraden in het verleden is gebaseerd op bandwagoneffecten tussen individuen en instituties⁹. Bij het laatste kan bijv. gedacht worden aan een verandering in het beleid van een bepaalde overheidsinstantie met betrekking tot de instroom van de beroepsbevolking in WAO, VUT of onderwijs, die dan vervolgens een andere overheidsinstantie ertoe beweegt ook haar beleid te veranderen. Analoog aan vergelijking (1) kan ook een uitdrukking voor de collectieve participatie-ervaring P_t^* worden opgesteld, waarin de endogene dynamiek van de arbeidsparticipatie centraal staat:

$$(2) P_t^* = \sum_{i=0}^{\infty} \mu^i P_{t-i} = P_t + \mu P_{t-1} + \mu^2 P_{t-2} + \mu^3 P_{t-3} + \dots = \frac{P_t}{1 - \mu L}$$

Hierbij is P_{t-i} de (bruto) participatiegraad in jaar $t-i$, μ is de factor waarmee het gewicht

9 Vergelijking (2) is analoog aan vergelijking (6) in Clark en Summers (1982). Vendrik (2003) beargumenteert echter dat de dynamiek in de participatievergelijking alleen betrekking heeft op bandwagoneffecten *tussen* individuen (en instituties), en niet op effecten van individuele gewoontevorming en werkervaring.

van de participatiegraad in de voorgaande periodes exponentieel daalt, en L is wederom de een-periodevertragingoperator. Indien we ervan uitgaan dat zowel de ervaringen met werkloosheid als die met arbeidsparticipatie invloed hebben op de actuele participatiegraad, dienen we vergelijking (1) en (2) als volgt te combineren:

$$(3) \quad P_t = \beta_0 + \beta_1 \frac{U_t}{1 - \lambda L} + \beta_2 \frac{P_{t-1}}{1 - \mu L} + \beta_3 t + \varepsilon_t$$

Door vergelijking (3) te vermenigvuldigen met $1 - \lambda L$ en $1 - \mu L$ wordt de zogenaamde Koyck-transformatie toegepast (Gujarati, 1988). De Koyck-transformatie maakt het mogelijk om een eindige tijdreeks te gebruiken om de grootte en de significantie van vertragingen in het verleden te schatten.

$$(4) \quad (1 - \lambda L)(1 - \mu L)P_t = (1 - \lambda L)(1 - \mu L)\beta_0 + (1 - \mu L)\beta_1 U_t +$$

$$(1 - \lambda L)\beta_2 P_{t-1} + (1 - \lambda L)(1 - \mu L)\beta_3 t + (1 - \lambda L)(1 - \mu L)\varepsilon_t.$$

Herschrijving van vergelijking (4) levert op:

$$(5) \quad P_t - (\lambda + \mu)P_{t-1} + \mu\lambda P_{t-2} = \beta_0 - (\lambda + \mu)\beta_0 + \mu\lambda\beta_0 + \beta_1 U_t - \mu\beta_1 U_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} -$$

$$\lambda\beta_2 P_{t-2} + \beta_3 t - (\lambda + \mu)\beta_3(t-1) + \mu\lambda\beta_3(t-2) + \varepsilon_t - (\lambda + \mu)\varepsilon_{t-1} + \mu\lambda\varepsilon_{t-2}.$$

De constanten in vergelijking (5) kunnen worden samengenomen in β_0^* . De termen $(\lambda + \mu)\beta_3(t-1)$ en $\mu\lambda\beta_3(t-2)$ worden opgenomen in β_0^* en de trendterm $\beta_3^* t$. De storingstermen $\varepsilon_t - (\lambda + \mu)\varepsilon_{t-1} + \mu\lambda\varepsilon_{t-2}$ worden weergegeven als ε_t^* . Van belang voor de schattingsprocedure is dat deze storingsterm aangeeft dat er sprake is van seriële correlatie (zie de volgende paragraaf). Het bovenstaande resulteert in vergelijking (6):

$$(6) \quad P_t - (\lambda + \mu)P_{t-1} + \mu\lambda P_{t-2} = \beta_0^* + \beta_1 U_t - \mu\beta_1 U_{t-1} + \beta_2 P_{t-1} - \lambda\beta_2 P_{t-2} + \beta_3^* t + \varepsilon_t^*$$

Hieruit kunnen we afleiden:

$$(7) \quad P_t = \beta_0^* + \beta_1 U_t - \mu\beta_1 U_{t-1} + (\lambda + \mu + \beta_2)P_{t-1} - \lambda(\mu + \beta_2)P_{t-2} + \beta_3^* t + \varepsilon_t^*$$

Op basis van het discouraged worker effect (in brede zin) wordt een negatieve waarde voor β_1 verwacht. Daarentegen wordt voor de parameter die de bandwagoneffecten aangeeft, β_2 , een waarde groter dan 0 verwacht. Verder dienen μ en λ minimaal 0 (er zijn dan geen vertragingen) en kleiner dan 1 te zijn. Hoe groter λ en μ , hoe belangrijker de ontwikkeling van de werkloosheid respectievelijk de participatie verder in het verleden is voor de huidige participatiegraad. Deze parameters geven derhalve de mate van persistentie aan. Als $\lambda = 0$ en $\beta_1 < 0$ dan heeft een hogere werkloosheid alleen een direct negatief effect op de participatiegraad. Er is dan geen vertraagd effect van werkloosheid op de participatiegraad. Als $\lambda > 0$ is er wel een vertraagd effect van de werkloosheid op de participatiegraad. Merk op dat

dit effect in de 'gereduceerde-vormvergelijking' (7) verloopt via P_{t-1} en P_{t-2} .

Daarnaast is er ook een 'direct' effect van P_{t-1} op de participatiegraad in vergelijking (7). De grootte van dit effect is afhankelijk van de bandwagoneffecten weergegeven door β_2 en de vertragingparameter μ in de structurele-vormvergelijking (3). Als parameter μ groot is, is er sprake van een sterk vertraagd effect van de ontwikkeling van de participatiegraad in het verleden op de huidige participatiegraad. Schommelingen in de werkloosheid leiden dan tot minder sterke schommelingen in de participatiegraad. Dit is terug te zien in de term $-\mu\beta_1 U_{t-p}$, die als het ware corrigeert voor de invloed van een stijgende of dalende $\beta_1 U_t$. Omgekeerd geldt dat een grote waarde van de vertragingparameter λ het relatieve belang van de werkloosheidsontwikkeling in het verleden (ten opzichte van de participatiegraad in het verleden) voor de huidige participatiegraad doet toenemen. Hier geldt dan dat de zichzelf versterkende invloed van schommelingen in de participatiegraad wordt beperkt doordat $-\lambda(\mu+\beta_2)P_{t-2}$ corrigeert voor de invloed van $(\lambda+\mu+\beta_2)P_{t-1}$. De schattingsvergelijking die direct uit vergelijking (7) volgt, is weer te geven als:

$$(8) \quad P_t = \alpha_0 + \alpha_1 U_t + \alpha_2 U_{t-1} + \alpha_3 P_{t-1} + \alpha_4 P_{t-2} + \alpha_5 t + \varepsilon_t^*$$

Op basis van de uitkomsten van de regressievergelijking kunnen de parameters μ , λ en β_2 worden berekend:

$$\mu = \frac{\alpha_2}{-\alpha_1} \quad \lambda = \frac{\alpha_3 \pm \sqrt{(\alpha_3^2 + 4\alpha_4)}}{2} \quad \beta_2 = \alpha_3 - \mu - \lambda$$

Merk op dat λ twee oplossingen heeft als de discriminant positief is. Het is ook mogelijk dat door een negatieve discriminant de geschatte parameters α_3 en α_4 geen oplossing geven voor λ en β_2 .

4 De invloed van ontmoediging en persistentie op het arbeidsaanbod

We schatten vergelijking (8) op basis van de eerder genoemde tijdreeksen van het CPB voor de bruto participatiegraad voor mannen en vrouwen en het werkloosheidspercentage (mannen en vrouwen gezamenlijk). Zoals eerder is aangegeven wordt er alleen al vanwege de Koyck-transformaties verwacht dat er seriële correlatie ontstaat in de storingsterm. Dit blijkt inderdaad uit de Durbin-Watson-waardes als we met de kleinste-kwadratenmethode (OLS) schatten. Dit impliceert dat de vertraagde participatiegraad en de storingsterm met elkaar gecorreleerd zijn, hetgeen leidt tot onzuiverheid en inconsistentie van de met OLS geschatte parameters. Evenals Clark en Summers (1982) hebben we derhalve met behulp van instrumenten voor de vertraagde participatiegraad geschat in twee fases (2SLS). In de eerste fase werd een vergelijking voor de participatiegraad geschat met uitsluitend exogene variabelen, inclusief de instrumenten voor de participatiegraad. Deze variabelen zijn: jaar, jaar in het kwadraat, werkloosheid, werkloosheid vertraagd, totale consumptieve bestedingen per capita (alleen bij mannen), bruto binnenlands product per capita (alleen bij vrouwen), en investeringen per capita. De variabelen die niet voorkomen in de tweede fase, i.e. jaar in het kwadraat, de

consumptie, het bruto binnenlands product en de investeringen, dienen als instrument voor de vertraagde participatiegraad. De laatste drie zijn afkomstig uit de Nationale Rekeningen van het CBS (beschikbaar via Statline). In de tweede fase werd vergelijking (8) geschat met de instrumentele variabelen voor de één en twee keer vertraagde participatiegraden, het werkloosheidspercentage, het vertraagde werkloosheidspercentage en de tijdtrend.

Tabel 1 Uitkomsten van regressievergelijking (8) met bruto participatiegraad $P_{m,t}$ voor mannen (m) en $P_{v,t}$ voor vrouwen (v) als afhankelijke variabelen, 1969-2002

Variabele	volledig model			optimaal model		
	OLS- parameter	std.fout (OLS)	2SLS- parameter	OLS- parameter	std.fout (OLS)	2SLS- parameter
Mannen						
Constance	16,14	11,21	-9,22	17,55*	6,89	16,20
U_t	-0,54*	0,16	-0,79	-0,68*	0,11	-0,71
U_{t-1}	0,35	0,18	0,83	0,46*	0,13	0,52
$P_{m,t-1}$	0,99*	0,19	0,67	0,80*	0,08	0,82
$P_{m,t-2}$	-0,17	0,17	0,42	-	-	-
T	0,01	0,02	0,07	-	-	-
Gecorrigeerde R ²		0,970			0,973	
aantal observaties		31,0			32,0	
Vrouwen						
Constance	7,59*	1,74	7,67	5,92*	2,45	4,9
U_t	-0,27*	0,05	-0,15	-0,31*	0,07	-0,18
U_{t-1}	0,21*	0,08	0,10	0,27*	0,10	0,15
$P_{v,t-1}$	1,09*	0,16	0,71	0,81*	0,08	0,84
$P_{v,t-2}$	-0,35*	0,14	0,01	-	-	-
T	0,29*	0,07	0,32	0,18*	0,07	0,20
Gecorrigeerde R ²	0,997			0,996		
aantal observaties		31,0			32,0	

Opm.: Een sterretje (*) duidt op een geschatte OLS-parameter die significant is op 5%-niveau. Er is geschat met EViews Version 3.1. Bij de OLS-schattingen zijn de standaardfouten gecorrigeerd voor seriële correlatie volgens de Newey-West methode (zie ook Wooldridge, 2003). Voor de 2SLS-parameters zijn geen standaardfouten en significanties weergegeven.

In tabel 1 hebben we de belangrijkste resultaten voor mannen en vrouwen samengevat door de schattingsuitkomsten van de volledige vergelijking weer te geven, en van de vergelijking na het successievelijk weglaten van telkens de meest insignificante variabele in de OLS-schattingen totdat de parameters die we overhielden significant waren op 5%-niveau. De standaardfouten van de geschatte parameters met OLS hebben we in eerste instantie gebruikt om het optimale model te selecteren. Vervolgens hebben we met 2SLS ervoor

gezorgd dat de geschatte parameters zuiver en consistent zijn¹⁰. Uit de tabel blijkt dat bij mannen de twee keer vertraagde participatiegraad en de tijdtrend insignificant zijn en daarom ontbreken in het optimale model. Bij vrouwen is het optimale model volgens OLS gelijk aan het volledige model. Uit de berekening van de λ op basis van de 2SLS-schattingen bleek echter dat de parameter λ kleiner dan 0 was. Daarom hebben we in het optimale model λ gelijkgesteld aan 0, wat impliceert dat de coëfficiënt $-\lambda(\mu+\beta)$ van $P_{v,t-2}$ in vergelijking (7) gelijk wordt aan 0. De twee keer vertraagde participatiegraad valt daardoor weg uit het optimale model.

In tabel 2 zijn vervolgens de structurele parameters uit de geschatte parameters voor 2SLS volgens het optimale model berekend. Dit is gedaan aan de hand van de afleidingen voor de structurele parameters aan het einde van de vorige paragraaf. Daar is gebleken dat er in veel gevallen twee mogelijke oplossingen zijn voor de structurele parameters. De twee varianten

Tabel 2 Parameterwaardes van vergelijking (3), op basis van regressievergelijking (8), optimaal model met 2SLS

Parameter	Mannen		Vrouwen	
	variant 1	variant 2	variant 1	variant 2
λ	0,82	0	0,84	0
β_1	-0,71	-0,71	-0,18	-0,18
μ	0,73	0,73	0,85	0,85
β_2	-0,73	0,08	-0,85	-0,01

Voor de interpretatie van de schattingsvergelijking van mannen is variant 1 niet plausibel omdat het effect van de bandwagoneffecten, weergegeven door β_2 , sterk negatief is. Volgens de eerder geformuleerde verwachting moet β_2 groter dan 0 zijn. In variant 2 voor de mannen is β_2 wel positief. Hoewel β_2 relatief klein is, speelt in deze variant de vertraging μ van de bandwagoneffecten op de participatiegraad een belangrijke rol. Het kortetermijneffect van de werkloosheid op de participatiegraad, weergegeven door β_1 , is gelijk aan $-0,71$. Er is geen lange-termijneffect van werkloosheid omdat λ gelijk is aan 0. Voor de interpretatie van de schattingsvergelijking van vrouwen is variant 1 eveneens niet plausibel omdat er een grote negatieve waarde voor β_2 wordt gevonden. In variant 2 voor de vrouwen wordt er een zeer klein (negatief) effect voor β_2 gevonden met een grote vertraging. De geschatte parameter β_2 wijkt echter niet significant van 0 af. Evenals bij de schattingsvergelijking voor de mannen is er uitsluitend een direct effect van de werkloosheid op de participatiegraad (β_1), waarbij vertragingen geen rol spelen (i.e. λ is gelijk aan 0). Het effect van de werkloosheid is echter aanzienlijk kleiner dan bij de mannen. Op grond van de uitkomsten in de tabel 2 hebben we zowel bij de mannen als de vrouwen gekozen voor variant 2.

¹⁰ De gewone (i.e. ongecorrigeerde) standaardfouten van de geschatte parameters en de R^2 hebben weinig of geen betekenis als er met 2SLS geschat wordt. Daarom zijn ze niet opgenomen in tabel 1. Zie voor verdere toelichting bijv. Wooldridge (2003).

We kunnen nu de lange-termijninvloed van veranderingen in de werkloosheid U_t en de tijdtrend t zichtbaar maken door de lange-termijnparticipatiegraden $P_{m,t}^*$ en $P_{v,t}^*$ te bepalen. Deze lange-termijnparticipatiegraden zijn gedefinieerd als de lange-termijnevenwichtswaarden van de korte-termijnparticipatiegraden voor constante waarden van de exogene variabelen, d.w.z voor $U_{t-1}=U_t$, $t-1=t$, en $P_{t-2}=P_{t-1}=P_t$ (evenwichtsvoorwaarde). Als we deze gelijkheden substitueren in de vergelijkingen voor de optimale modellen en vervolgens $P_{m,t} = P_{m,t}^*$ en $P_{v,t} = P_{v,t}^*$ hieruit oplossen, krijgen we:

$$(9) \quad P_{m,t}^* = 89,0 - 1,04U_t$$

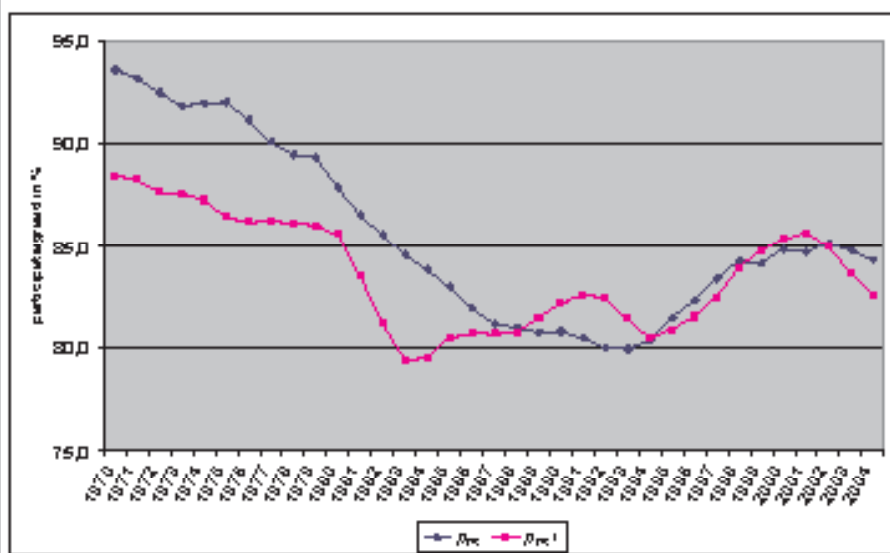
$$(10) \quad P_{v,t}^* = 23,1 - 0,16U_t + 1,21t$$

Vergelijking (9) voor mannen impliceert dat een stijging van de werkloosheid met 1%-punt op lange termijn tot een daling van de participatiegraad met 1,04%-punt leidt. Dit is een groot effect. Bijvoorbeeld, in 1993 bedroeg de totale mannelijke beroepsbevolking ongeveer 5,3 miljoen (CBS). Van 1993 naar 1994 steeg de werkloosheid met bijna 1 %-punt. Dit betekende een aanwas van het aantal werklozen met 53.000 personen. Dit zou volgens vergelijking (9) op lange termijn leiden tot een daling van de participatiegraad met 1,04% van de totale mannelijke bevolking tussen 20 en 64 jaar in 1993, dat wil zeggen tot $1,04/0,80 = 1,30\%$ van de totale mannelijke *beroepsbevolking* in 1993, waarbij 0,80 de participatiegraad/100 in 1993 is. Het aantal personen waarmee op lange termijn de mannelijke beroepsbevolking zou afnemen zou dan dus 55.120 bedragen en dus meer dan de toename in het aantal werklozen! Hierbij gaat het zowel om werklozen die ontmoedigd raken en niet meer actief naar werk zoeken, als de werkenden die bijvoorbeeld onderwijs gaan volgen, huishoudelijke of zorgtaken op zich gaan nemen, of in de WAO, VUT/prepensioenregeling terecht komen doordat de toegang hiertoe *als gevolg van de toenemende werkloosheid* versoepeld wordt (institutioneel effect). Deze sterke invloed van de werkloosheid op de participatiegraad op lange termijn komt in Figuur 2 tot uiting in de sterke schommeling van $P_{m,t}^*$ met de conjunctuur. De werkelijke ('korte-termijn')participatiegraad $P_{m,t}$ wijkt hier behoorlijk van af en verloopt veel geleidelijker als gevolg van de sterke persistentie van $P_{m,t}$. De hoge coëfficiënt 0,82 van $P_{m,t-1}$ in het optimale model met 2SLS in Tabel 1 impliceert in een 'error-correction-mechanism'-formulering van vergelijking (8) een aanpassingscoëfficiënt van slechts $1-0,82=0,18$, dat wil zeggen de aanpassing van $P_{m,t}$ aan $P_{m,t}^*$ is zeer partieel.

Vergelijking (10) voor vrouwen geeft een heel ander beeld. Hier leidt een stijging van de werkloosheid met 1%-punt op lange termijn slechts tot een daling van de participatiegraad met 0,16%-punt en is deze daling veel kleiner dan de stijging van 1,21%-punt per jaar als gevolg van de trend. Dit komt tot uiting in Figuur 3, die naast de lange-termijn $P_{v,t}^*$ en de werkelijke ('korte-termijn') $P_{v,t}$ ook de lange-termijn $P_{v,t}^*$ bij de gemiddelde waarde 5,2% van U_t over de hele periode 1970-2004 laat zien. Deze laatste $P_{v,t}^*$ is gecorrigeerd voor de invloed van U_t en geeft dus het 'pure' effect van de trend op de variatie van $P_{v,t}^*$ weer. Het is duidelijk dat de conjunctuur hier slechts kleine afwijkingen van de overheer-

sende trend in $P_{v,t}^*$ veroorzaakt. De werkelijke, korte-termijnparticipatiegraad $P_{v,t}$ ligt hier flink boven, maar past zich geleidelijk aan aan de lange-termijn $P_{v,t}^*$. De hoge coëfficiënt 0,84 van $P_{v,t-1}$ in het optimale model met 2SLS in Tabel 1 impliceert een kleine aanpassingscoëfficiënt van $1-0,84=0,16$.

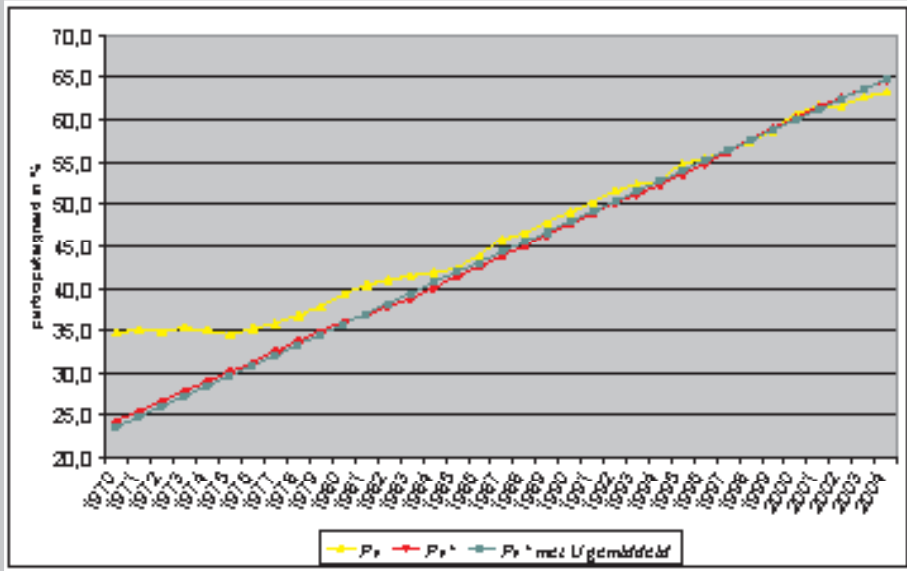
FIGUUR 2 De werkelijke participatiegraad (P_m) en de lange-termijn participatiegraad (P_m^*) van mannen, 1970-2004



5 Decompositie van effecten

De sterke trendmatige groei in de arbeidsparticipatie van vrouwen doet de vraag rijzen welke factoren hierachter verscholen liggen. Voor de periode na 1994 beschikken we over data van het CBS waarmee we deze vraag kunnen beantwoorden. Een decompositie-analyse stelt ons in staat om voor zowel vrouwen als mannen de bijdragen van een aantal determinanten aan de stijgingen en dalingen van de participatiegraad te bepalen. In deze compositie-analyse wordt tevens gebruik gemaakt van de simulatieschattingen van de effecten van veranderingen in de werkloosheid op de participatiegraad en van de endogene aanpassingsdynamiek van de participatiegraad. Om deze effecten zo duidelijk mogelijk naar voren te laten komen, maken we een onderscheid tussen de periode 1994-2001 van opgaande conjunctuur, waarin de werkloosheid gedaald is van 8,3% naar 3,3%, en de periode 2001-2004 van neergaande conjunctuur, waarin de werkloosheid gestegen is van 3,3% naar 6,2% (CPB, 2005). Voor vrouwen is in die perioden de (bruto) participatiegraad gestegen met respectievelijk

FIGUUR 3 De werkelijke participatiegraad (P_v) en de voor werkloosheid ongecorrigeerde (P_v^*) en gecorrigeerde (P_v^* met U gemiddeld) lange-termijnparticipatiegraad van vrouwen, 1970-2004



8,6 %-punt en 2,5 %-punt, terwijl de participatiegraad van mannen toenam met 3,5 %-punt tussen 1994 en 2001 en afnam met 0,7 %-punt tussen 2001 en 2004 (CBS Statline).

Tabellen 3 en 4 geven de decomposities weer van de stijgingen en dalingen van de participatiegraden van vrouwen en mannen naar de achtergrondkenmerken van personen (Statline, CBS), de werkloosheid, de endogene aanpassingsdynamiek en een restpost van autonome veranderingen. De achtergrondkenmerken hebben betrekking op de verandering van de bevolkingssamenstelling, namelijk de verandering van de leeftijdsopbouw, het opleidingsniveau, de etniciteit en de huishoudsamenstelling. Voor deze vier determinanten is nagegaan wat de bijdrage aan de stijging van de gemiddelde arbeidsparticipatie van de hele populatie was in de twee periodes, als de participatiegraad voor elke groep met een bepaald achtergrondkenmerk constant gehouden wordt (op het niveau van 1994, respectievelijk 2001). De daling of stijging in participatiegraad die bij ieder kenmerk is weergegeven heeft dus uitsluitend betrekking op de verandering van de samenstelling van de bevolking wat betreft leeftijd, opleiding, etniciteit en huishouden. Zo werden bijvoorbeeld de participatiegraden in de verschillende leeftijdsklassen constant gehouden in de twee periodes. De vervolgens berekende stijging van de gemiddelde arbeidsparticipatie per geslacht is dan uitsluitend het gevolg van de verandering van de leeftijdsopbouw voor vrouwen of mannen.

De verandering in de leeftijdsopbouw heeft naar verwachting een negatief effect op de arbeidsparticipatie. Ouderen hebben immers een lagere participatie dan jongeren. In

Tabel 3 Decompositie van de stijging van de bruto arbeidsparticipatie bij een opgaande conjunctuur, 1994-2001

Determinant	Vrouw		Man	
	%-punt	%	%-punt	%
Leeftijdsopbouw	-1,5	-17	-0,2	-6
Opleidingsniveau	2,4	28	0,5	16
Etniciteit	-0,5	-5	-0,5	-15
Huishoudsamenstelling	0,3	3	-0,1	-2
Werkloosheid	0,8	10	3,4	98
Aanpassingsdynamiek	-0,7	-8	0,6	16
Autonoom	7,8	90	-0,2	-6
Totaal 1994-2001	8,6	100	3,5	100

Tabel 4 Decompositie van de stijging van de bruto arbeidsparticipatie bij een neergaande conjunctuur, 2001-2004

Determinant	Vrouw		Man	
	%-punt	%	%-punt	%
Leeftijdsopbouw	-0,9	-37	-0,8	111
Opleidingsniveau	1,3	53	0,5	-68
Etniciteit	-0,1	-4	-0,1	10
Huishoudsamenstelling	-0,1	-2	-0,2	30
Werkloosheid	-0,5	-20	-2,2	296
Aanpassingsdynamiek	-0,2	-8	0,2	-30
Autonoom	3,0	119	1,8	-249
Totaal 2001-2004	2,5	100	-0,7	100

combinatie met de vergrijzing van de bevolking leidt dat tot een lagere gemiddelde arbeidsparticipatie na verloop van tijd. Dit blijkt voor zowel vrouwen als mannen te gelden. Door de voortgaande vergrijzing is het effect op de arbeidsparticipatie relatief groot gedurende de laatste drie jaar in vergelijking met de zeven jaar tussen 1994 en 2001, in het bijzonder voor de mannen.

Opvallend is verder de grote invloed van de stijging van het opleidingsniveau van de bevolking tussen 15 en 64 jaar op de toename van de arbeidsparticipatie. Met name bij vrouwen verklaart de stijging van het opleidingsniveau een groot deel van de toename van de arbeidsparticipatie. Zoals verwacht had de verandering van de bevolkingssamenstelling naar etniciteit een negatief effect op de arbeidsparticipatie. De allochtonen van veelal niet-westerse afkomst hebben een lagere arbeidsparticipatie dan de autochtonen. Verder had de veranderde huishoudsamenstelling tussen 1994 en 2001, vooral de toename van het aandeel vrouwen met een partner maar zonder kinderen, en van het aandeel alleenstaande vrouwen

(met en zonder kinderen), een kleine positieve invloed op de arbeidsparticipatie van vrouwen.

De effecten van de daling en stijging van de werkloosheid op de arbeidsparticipatie zijn bepaald op basis van simulaties van de geschatte vergelijking (8) voor de twee periodes bij constant blijvende waarde van de tijdvariabele t (gelijk aan die in het uitgangsjaar 1994, respectievelijk 2001).¹¹ De hieruit berekende toe- en afnames van de participatiegraad over de twee periodes zijn echter niet alleen het gevolg van de dalingen en stijgingen van de werkloosheid in die periodes, maar omvatten ook aanpassingen van de participatiegraad aan de lange-termijnparticipatiegraad die geldt aan het begin van elke periode. De grootte van deze aanpassingseffecten is berekend op basis van simulaties van de geschatte vergelijking (8) voor de twee periodes bij constant blijvende waarden van de tijdvariabele t en de werkloosheid U_t (gelijk aan die in het uitgangsjaar 1994, respectievelijk 2001). De hieruit berekende toe- en afnames van de participatiegraad over de twee periodes zijn vooral bij vrouwen relatief klein. Om het pure effect van de dalingen en stijgingen van de werkloosheid te bepalen zijn deze toe- en afnames van de participatiegraad vervolgens afgetrokken van de boven berekende toe- en afnames bij variërende werkloosheid.

Bij vrouwen verklaart de daling van de werkloosheid slechts 10% van de totale stijging van de arbeidsparticipatie van 8,6 %-punt tussen 1994 en 2001 en resteert er een zeer grote autonome component van 90%, waarop we hieronder nader zullen ingaan. Bij mannen is de toename van de arbeidsparticipatie van 3,5% tussen 1994 en 2001 vooral het resultaat van een groot conjunctuureffect van de daling van de werkloosheid. In de periode 2001-2004 heeft de stijgende werkloosheid een drukkend effect op de arbeidsparticipatie van vrouwen (-20%), maar wordt dit meer dan gecompenseerd door een zeer grote autonome component van 119%. Bij mannen is er een zeer groot negatief conjunctuureffect van de stijging van de werkloosheid, dat vooral gecompenseerd wordt door een grote autonome component (zie hieronder).

Autonome groei van de arbeidsparticipatie

De zeer hoge percentages van de participatiegroei van vrouwen in de periodes 1994-2001 en 2001-2004 die het gevolg zijn van autonome ontwikkelingen respectievelijk 90 en 119%, zijn wellicht voor een groot deel toe te schrijven aan de, vanuit een emancipatieoogpunt, progressievere sociale normen en behoeften in jongere geboortecohorten, *voor zover niet het gevolg of de oorzaak van een hoger opleidingsniveau*. Deze laatste nuancering is belangrijk, omdat doorgaans wordt aangenomen dat progressievere sociale normen het ge-

11 We hebben hier geen rekening gehouden met de mogelijke asymmetrie tussen de effecten van een stijging en een daling van de werkloosheid op de bruto participatiegraad. Ontmoedigingseffecten kunnen groter of kleiner zijn dan aanmoedigingseffecten. Bovendien kunnen de grootte en de significantie van de effecten verschillen tussen leeftijdsklassen. Zie Darby, Hart en Vecchi (2001) voor een analyse van de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie in vier landen. In tegenstelling tot onze analyse lijkt het 'discouraged-worker effect' in deze studie zich vooral voor te doen onder vrouwen. De studie laat echter zien dat ook wat dat betreft belangrijke verschillen tussen landen optreden.

volg zijn van een hoger opleidingsniveau. Onze analyse laat zien dat er naast een effect dat positief samenhangt met het opleidingsniveau (28%) een veel groter autonoom effect lijkt te zijn dat onafhankelijk is van het opleidingsniveau (zie Tabel 1). Hier lijkt dus sprake te zijn van een invloed van culturele veranderingen die ver uitgaat boven de invloed van het opleidingsniveau.¹² Hoe het ook zij, beide invloeden leiden tot een sterk cohorteffect op de participatie, dat wil zeggen de participatie neemt sterk toe doordat jongere, meer participerende cohorten de arbeidsmarkt betreden en oudere cohorten met pensioen gaan.¹³ De progressievere sociale normen van jongere cohorten zijn vooral ontstaan in tijden dat de publieke opinie over het werken van moeders van schoolgaande of kleine kinderen sterk aan verandering onderhevig was. Zo was de groei van de arbeidsparticipatie tussen 1994 en 2001 het sterkst onder vrouwen die deel uitmaken van een ouderpaar (15,7 %-punt) en voor vrouwen in de leeftijdsklasse van 45 tot 54 jaar (14,3 %-punt). De cohorten in deze leeftijdsklasse hebben hun normen met betrekking tot participatie wellicht al voor een aanzienlijk deel gevormd toen ze 15 à 25 jaar oud waren, dus ongeveer 30 jaar ervoor rond respectievelijk 1964 en 1971. Enquêtegegevens van het SCP laten zien dat juist in de tussenliggende periode (de roerige jaren zestig) een enorme verschuiving in de publieke opinie over het werken van getrouwde vrouwen met schoolgaande kinderen plaatsvond. Terwijl in 1965 84 % van de Nederlandse bevolking dit afkeurde, was dit percentage in 1971 gezakt tot 44%. Ook daarna zakte het percentage, maar minder snel tot 16% in 1995. Bovendien is men positiever gaan denken over het werken van vrouwen met kleine kinderen (SCP, 1999, Tabel 5.9). Derhalve konden gedurende de gehele periode van 1965 tot 1995 veranderingen in de publieke opinie hun invloed op de sociale normen van jongere cohorten laten gelden.¹⁴ Zoals boven geïllustreerd, bieden deze veranderingen een verklaring voor cohorteffecten op de participatie die *vele jaren later* optreden, dus ook na 1995!

Na 1995 is de verandering in sociale normen min of meer tot stilstand gekomen of zelfs enigszins omgeslagen (SCP, 2002). Een interessante ontwikkeling is dat er een toenemende polarisatie lijkt te ontstaan tussen enerzijds carrièrevrouwen die bewust geen kinderen nemen en anderzijds huisvrouwen die genoeg tijd voor hun kinderen willen hebben (Hilhorst en Tonkens, 2001; zie ook Hakim, 2000). Dit heeft wellicht bijgedragen aan de bevinding dat de participatiegroei tussen 1994 en 2001 in leeftijdsklassen jonger dan 30 jaar aanzienlijk lager was dan voor de hele populatie, en het is waarschijnlijk ook mede verantwoordelijk zijn voor de afvlakking van de participatiegroei van vrouwen jonger dan 30 jaar na 2001 (zie ook CPB, 2001).

Bij mannen heeft de autonome component een klein en drukkend effect op de stijging van de arbeidsparticipatie in de periode 1994-2001, maar een zeer groot en tegenwerkend effect op de daling van de arbeidsparticipatie na 2001 (Tabel 1). Dit laatste lijkt vooral een gevolg van het beleid van de kabinetten Kok en Balkenende ter stimulering van de arbeidsparticipatie van met name niet volledig arbeidsongeschikten en ouderen.

12 Zie Vendrik (1993), Sectie 9.11, voor een mogelijke verklaring.

13 Zie de eerder genoemde notitie van het CPB (2001) voor het belang van cohorteffecten voor de verwachte toekomstige groei van de arbeidsparticipatie.

14 Zie De Neubourg and Vendrik (1994) en Vendrik (2003) voor modelmatige uitwerkingen van de

6 Besluit

Voor de komende jaren zal de ontwikkeling van de bruto participatiegraad voor een belangrijk deel bepaald worden door een verdere stijging van het opleidingsniveau en de voortgaande vergrijzing. De stijging die hieruit resulteert kan relatief goed worden ingeschat. Voor mannen is de ontwikkeling van de bruto participatiegraad in sterke mate afhankelijk van de conjunctuur, en de stijging van de participatiegraad onder de niet volledig arbeidsongeschikten en de ouderen. Voor vrouwen daarentegen is het al dan niet doorzetten van de autonome lange-termijntrend van groot belang. Vanwege de afvlakking van veranderingen in sociale normen en de polarisatie van voorkeuren na 1995 kan bij ongewijzigd beleid verwacht worden dat deze autonome trend verder zal afzwakken naarmate de cohorteffecten in hogere leeftijdsklassen van sociale-normveranderingen van voor 1995 'uitsterven'. Gezien het nog grote verschil in participatiegraad tussen vrouwen en mannen in de hogere leeftijdsklassen lijkt de stijging van de participatiegraad van oudere vrouwen zich voornamelijk door te zullen zetten.

Uit de analyse in dit artikel volgt dat bij het nemen van beleidsmaatregelen gericht op het stimuleren van de arbeidsparticipatie de volgende overwegingen van belang kunnen zijn:

- Investerings in het onderwijsstelsel gericht op een verdere verhoging van het gemiddelde opleidingsniveau lijken een adequate remedie tegen een toekomstige terugval van de (stijging van de) arbeidsparticipatie ten gevolge van de vergrijzing. Participatie op de arbeidsmarkt is sterk gerelateerd aan de investeringen van individuen in hun menselijk kapitaal, niet alleen voor schoolverlaters, maar ook voor werkenden later in hun carrière. Het beperkte loopbaanperspectief van ongeschoolden en lager geschoolden kan immers leiden tot een voortijdige uitstroom uit de arbeidsmarkt. Vanuit deze optiek is het terugdringen van de voortijdige schooluitval en het stimuleren van het behalen van een startkwalificatie voor de arbeidsmarkt (minimaal MBO-niveau) van groot belang voor de toekomstige participatiegroei.
- De arbeidsparticipatie van mannen blijkt sterk gerelateerd te zijn aan de conjunctuur, hetgeen de vraag oproept of hier wel ruimte is voor het nemen van effectieve beleidsmaatregelen. Daarbij moet er rekening mee worden gehouden dat maatregelen die na 1993, in de opgaande fase van de conjunctuur, genomen zijn om de uitstoot van oudere arbeidskrachten tegen te gaan een gevolg zijn geweest van de grote schaarste op de arbeidsmarkt. Het is derhalve maar de vraag of dergelijke maatregelen nog zoveel prioriteit zullen behouden bij de huidige hoge werkloosheid, en of deze maatregelen voldoende invloed zullen hebben op het personeelsbeleid van bedrijven (en de overheid als werkgever). Wellicht dat de arbeidsparticipatie van (oudere) mannen nog het meest gediend is met een generiek beleid gericht op het versterken van de economische structuur van conjunctuurgevoelige sectoren. Anderzijds kan van een weer aantrekkende conjunctuur een aanzienlijk positief effect op de arbeidsparticipatie van mannen verwacht worden.
- Aangezien de sterke groei van de arbeidsparticipatie onder vrouwen voor een groot

deel een gevolg lijkt te zijn van sterke veranderingen in sociale normen ten aanzien van werkende moeders in de jaren zestig en daarna, ligt het voeren van beleid gericht op de beïnvloeding van sociale normen voor de hand. Onze analyse suggereert dat sociale normen een groot effect op de arbeidsparticipatie van vrouwen hebben, onafhankelijk van en ook beduidend groter dan het effect van de verhoging van het opleidingsniveau. Het is dan echter niet direct duidelijk hoe de bovengenoemde afvlakking van sociale-normveranderingen en polarisatie van voorkeuren kunnen worden voorkomen. De rond 1995 ingezette stabilisatie of zelfs toename van het aantal vrouwen die (tijdelijk) willen stoppen met werken als ze moeder zijn geworden, hangt waarschijnlijk samen met de aanhoudende - en in 2002 zelfs licht gestegen - weerzin tegen crèches (SCP, 2002). Daarnaast lijkt niet alleen bij mannen, maar ook bij vrouwen de carrièregerichtheid af te nemen (Giesen en Jungmann, 2003). Vooral voor laaggeleide vrouwen kunnen een dreigende afbouw van subsidieplaatsen en hogere prijzen voor kinderopvang funest zijn voor hun motivatie om een baan te aanvaarden. Om de arbeidsparticipatie onder vrouwen verder te doen stijgen dient juist een reductie van de kosten van kinderopvang voor met name huishoudens met lagere inkomens en een verdere verbetering van de kinderopvangfaciliteiten met kracht bevorderd te worden. Hier ligt een taak voor zowel de overheid als de sociale partners. Gezien de slechte economische situatie en de voor de participatie van vrouwen ongunstige culturele ontwikkelingen, zullen zij van goeden huize moeten komen om het tij te keren.

Literatuur

- Börsch-Supan, A. (1998), *Incentive effects of social security on labor force participation: evidence in Germany and across Europe*, National Bureau of Economic Research, NBER Working paper No. 6780, Cambridge Mass.
- Broersma, L. en J. van Dijk (2002), Regional labour market dynamics in the Netherlands, *Papers in Regional Science*, 81, pp. 343-364.
- CPB (2001), *Arbeidsparticipatie van vrouwen*, CPB Notitie, Den Haag.
- CPB (2005), *Centraal Economisch Plan 2005*, april, Den Haag.
- Clark, K.B. en L.H. Summers (1982), Labour force participation: timing and persistence, *Review of Economic Studies*, 49, pp. 825-844.
- Cörvers, F. en B. Golsteyn (2003), *Changes in women's willingness to work in a tightening labour market: the impact of preferences, wages and individual characteristics*, ROA-R-2003/5E, Universiteit Maastricht.
- Darby, J., R.A. Hart en M. Vecchi (2001), Labour force participation and the business cycle: a comparative analysis of France, Japan, Sweden and the United States, *Japan and the World Economy*, 13, pp. 113-133.
- Europese Commissie (2001), *Employment in Europe 2001*, Luxembourg.
- Euwals, R., Van Vuuren, D. en R. Wolthoff (2004), *Prepensioen en arbeidsparticipatie ouderen*, CPB Memorandum 101, Den Haag.
- Finegan, T.A. (1981), Discouraged Workers and Economic Fluctuations, *Industrial and Labor Relations Review*, 35, pp. 88-102.
- Giesen, P. en B. Jungmann (2003), Patatgeneratie verdwijnt, idealisme is terug, *Volkscrant*, 26/27 april, p. 1.
- Gujarati, D.N. (1988), *Basic Econometrics*, McGraw-Hill International Editions.
- Gomulka, J. and N. Stern (1990), The Employment of Married Women in the United Kingdom 1970-83, *Economica*, 57, pp. 171-199.
- Groot, W. and H. Pott-Buter (1993), Why Married Women's Labor Supply in the Netherlands Has Increased, *De Economist*, 141, pp. 238-255.
- Gutiérrez-Domènech, M. and B. Bell (2004), *Female Labour Force Participation in the UK: Evolving Characteristics or Changing Behaviour?*, mimeo, Bank of England.
- Hakim, C. (2000), *Work-lifestyle choices in the 21st century*, Oxford University Press.
- Ham, M. van, and F. Büchel (2004a), *Unwilling or Unable? Spatial, Institutional and Socio-Economic Restrictions on Females' Labor Market Access*, Institute of the Study of Labor, IZA Discussion Paper No. 1034, Bonn.
- Ham, M. van and F. Büchel (2004b), *Females' Willingness to Work and the Discouragement Effect of a Poor Local Childcare Provision*, Institute of the Study of Labor, IZA Discussion Paper No. 1220, Bonn.
- Hassing, W.H.J., J.C. van Ours en G. Ridder (1997), Dismissal through disability, *De Economist*, 145, pp. 24-46.
- Hilhorst, P. en E. Tonkens (2001), Démasqué van het deeltijdwerk, *Volkscrant*, 24 maart, Reflex, p. 3.
- Jones, S.R.G. and W.G. Riddell (1998), Unemployment and Labor Force Attachment: A Multistate Analysis of Nonemployment, in J. Haltiwanger, M.E. Manser and R. Topel (eds.), *Labor Statistics Measurement Issues*, Studies in Income and Wealth, 60, National Bureau of Economic Research, The University of Chicago Press, Chicago and London, pp. 123-155.
- Kapteyn, A. en K. de Vos (1997), *Social security and retirement in the Netherlands*, National Bureau of Economic Research, NBER Working paper No. 6135, Cambridge Mass.
- Liefbroer, A.C. en P.A. Dykstra (2000), *Levenslopen in verandering, Een studie naar de ontwikkeling in de levenslopen van Nederlanders geboren tussen 1900 en 1970*, WRR Voorstudies en achtergronden V107, Sdu Uitgevers, Den Haag.
- Loo, J. van, A. de Grip en M. de Steur (2001), Skill Obsolescence: Causes and Cures, *International Journal of Manpower*, 21, pp. 121-137.
- Mourik, A. van, en J.J. Siegers (1991), Labour market conditions and labour force participation: the case of the Netherlands, *Applied Economics*, 23, pp. 87-94.
- Neubourg, C. de, en M. Vendrik (1994), An extended rationality model of social norms in labour supply, *Journal of Economic Psychology*, 15, pp. 93-126.
- OCW (2001), *Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen in kerncijfers 2002*, Ministerie van Onderwijs, Cultuur en Wetenschappen.
- SCP (1999), *Sociaal Cultureel Rapport 1998*, Den Haag.
- SCP (2002), *Emancipatiemonitor 2002*, Den Haag.
- Stephens Jr., M. (2001), *Worker Displacement and the Added Worker Effect*, National Bureau of Economic Research, NBER Working Paper No. 8260, Cambridge Mass.
- Schweitzer, S.O. and R.E. Smith (1974), The Persistence of the Discouraged Worker Effect, *Industrial and Labor Relations Review*, 27, pp. 249-260.
- Vendrik, M. (1993), *Collective habits and social norms in labour supply: From micromotives to macrobehaviour*, Universitaire Pers Maastricht.
- Vendrik, M. (1994), Invloed van sociale normen, *Economisch Statistische Berichten*, Themanummer over arbeidsparticipatie van vrouwen, 74, pp. 369-372.
- Vendrik, M. (1998), Unstable bandwagon and habit effects on labor supply, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 36, pp. 235-255.
- Vendrik, M. (2003), Bandwagon effects on female labor force participation, in R. Cowan and N. Jonard, *Heterogeneous agents, interactions and economics performance*, Lecture Notes

in *Economics and Mathematical Systems*, 521, Heidelberg, Springer, pp. 193-123.
Vlasblom, J.D. (1997), *Differences in labour supply and income of women in the Netherlands and the Federal Republic of Germany*, Universitaire Pers Utrecht.

Wetzels, C.M.M.P. and K.G. Tijdens (2002), Ficties en Feiten over Herintreedsters, *Economisch Statistische Berichten*, 87, pp. 176-178.
Wooldridge, J.M. (2003), *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 2e, Thomson South-Western.

Abstract

The business cycle and social norms: determining factors of labour force participation
Dutch labour supply strongly increased between 1994 and 2001. The increase of female labour supply was dominated by a positive growth trend due to changing social norms, whereas male labour supply increased due to the upswing in the business cycle and the fall in unemployment. Also the rising average level of education was an important factor for the growing labour supply of both women and men. As from 2001, the downswing in the business cycle and the sharply increasing unemployment tend to push down male labour force participation.