



## UvA-DARE (Digital Academic Repository)

### Langer doorwerken met arbeidsbeperking

*Prognose van de arbeidsparticipatie van ouderen tot 2030 in relatie tot gezondheidsontwikkelingen*

Vriend, S.; Heyma, A.; van der Noordt, M.; Deeg, D.

#### Publication date

2016

#### Document Version

Final published version

[Link to publication](#)

#### Citation for published version (APA):

Vriend, S., Heyma, A., van der Noordt, M., & Deeg, D. (2016). *Langer doorwerken met arbeidsbeperking: Prognose van de arbeidsparticipatie van ouderen tot 2030 in relatie tot gezondheidsontwikkelingen*. (SEO-rapport ; No. 2016-89). SEO Economisch Onderzoek. <http://www.seo.nl/pagina/article/langer-doorwerken-met-arbeidsbeperkingen/>

#### General rights

It is not permitted to download or to forward/distribute the text or part of it without the consent of the author(s) and/or copyright holder(s), other than for strictly personal, individual use, unless the work is under an open content license (like Creative Commons).

#### Disclaimer/Complaints regulations

If you believe that digital publication of certain material infringes any of your rights or (privacy) interests, please let the Library know, stating your reasons. In case of a legitimate complaint, the Library will make the material inaccessible and/or remove it from the website. Please Ask the Library: <https://uba.uva.nl/en/contact>, or a letter to: Library of the University of Amsterdam, Secretariat, Singel 425, 1012 WP Amsterdam, The Netherlands. You will be contacted as soon as possible.

## Langer doorwerken met arbeidsbeperkingen





Amsterdam, november 2016  
In opdracht van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

## Langer doorwerken met arbeidsbeperking

Prognose van de arbeidsparticipatie van ouderen tot 2030  
in relatie tot gezondheidsontwikkelingen

Sandra Vriend (SEO)  
Arjan Heyma (SEO)  
Maaïke van der Noordt (VUmc)  
Dorly Deeg (VUmc)



seo economisch onderzoek

“De wetenschap dat het goed is”

*SEO Economisch Onderzoek doet onafhankelijk toegepast onderzoek in opdracht van overheid en bedrijfsleven. Ons onderzoek helpt onze opdrachtgevers bij het nemen van beslissingen. SEO Economisch Onderzoek is gelieerd aan de Universiteit van Amsterdam. Dat geeft ons zicht op de nieuwste wetenschappelijke methoden. We hebben geen winst-oogmerk en investeren continu in het intellectueel kapitaal van de medewerkers via promotietrajecten, het uitbrengen van wetenschappelijke publicaties, kennisnetwerken en congresbezoek.*

SEO-rapport nr. 2016-89

ISBN 978-90-6733-841-7

Copyright © 2016 SEO Amsterdam. Alle rechten voorbehouden. Het is geoorloofd gegevens uit dit rapport te gebruiken in artikelen, onderzoeken en collegesyllabi, mits daarbij de bron duidelijk en nauwkeurig wordt vermeld. Gegevens uit dit rapport mogen niet voor commerciële doeleinden gebruikt worden zonder voorafgaande toestemming van de auteur(s). Toestemming kan worden verkregen via [secretariaat@seo.nl](mailto:secretariaat@seo.nl)

## Samenvatting

*Gezondheid speelt een belangrijke rol in de uittredingsbeslissing van oudere werkenden in de leeftijd van 55 tot 70 jaar. Gegeven de verwachte gezondheidsontwikkeling met het stijgen van de leeftijd, blijkt uit prognoses dat de arbeidsparticipatie van jongere cohorten tot 2030 kan en zal toenemen. Dit is vooral het gevolg van een veranderend arbeidsparticipatiegedrag over cohorten dat deels is veroorzaakt door beleidswijzigingen in het recente verleden.*

In de afgelopen decennia is de arbeidsparticipatie van Nederlandse ouderen in de leeftijd van 55 tot en met 70 jaar aanzienlijk gestegen. Tegelijkertijd is de levensverwachting steeds verder toegenomen. Nu de mogelijkheden om vroegtijdig uit te treden van de arbeidsmarkt aanzienlijk zijn beperkt en de AOW-leeftijd steeds verder wordt verhoogd, is het de vraag of ouderen, gegeven hun gezondheid en arbeidsbelasting, in staat zijn om ook daadwerkelijk langer actief te blijven op de arbeidsmarkt. Een verbeterde levensverwachting biedt mogelijkheden voor ouderen om langer door te werken, maar in hoeverre vormt de normale gezondheidsontwikkeling een belemmering om dat ook te doen?

Dit onderzoek maakt een prognose van de arbeidsparticipatie van ouderen (55 tot en met 70 jaar) in de periode van 2015 tot en met 2030. Om deze prognoses op te stellen is inzicht nodig in de wederkerige relatie tussen gezondheid en arbeid. Enerzijds bepaalt de gezondheid van werkenden in welke mate zij in staat zijn om door te werken en via welke route zij (vroegtijdig) uittreden. Anderzijds kan het beroep dat arbeid doet op personen de gezondheid beïnvloeden, zowel in positieve als in negatieve zin. Het is van belang om hier in de onderliggende analyses rekening mee te houden.

Het onderzoek brengt allereerst de gezondheidsontwikkelingen tijdens het ouder worden in kaart aan de hand van gegevens uit de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA). Door in deze analyses expliciet rekening te houden met de arbeidsmarktstatus van respondenten, wordt rekening gehouden met de wederkerigheid van de relatie tussen arbeid en gezondheid. Uit de analyses blijkt dat tussen de leeftijd van 55 en 70 jaar van alle bestudeerde gezondheidsaspecten de kans op functionele beperkingen gemiddeld genomen het sterkst toeneemt (kwadratisch), gevolgd door de kans op chronische ziekten (bij benadering lineair). Bij depressieve klachten en de algemene gezondheidsbeleving is nauwelijks een ontwikkeling met leeftijd waar te nemen. Hetzelfde geldt voor cognitie in de bestudeerde leeftijdsgroep. Wel neemt de kans op een ziekenhuisopname en het gebruik van meerdere verschillende soorten medicijnen toe met leeftijd, al is die groei in de leeftijdsgroep van 55 tot 70 jaar nog relatief beperkt.

Het schatten van modellen voor gezondheidsontwikkelingen over leeftijd, resulteert in voorspelde gezondheidsmaten voor alle Nederlandse werkende ouderen. Deze voorspelde gezondheid is één van de verklarende factoren in het geschatte arbeidsparticipatiemodel, naast tal van arbeidsgerelateerde kenmerken. De gezondheid van oudere werkenden in de leeftijd van 55 tot 70 jaar heeft een significante invloed op de uittredingsbeslissing. Daarbij is er een belangrijk verschil in het effect van gezondheid tot pakweg 63-jarige leeftijd en op nog latere leeftijd. Vanaf de leeftijd van 63 jaar wordt de gezondheidssituatie belangrijker voor de keuze om te blijven werken of uit te treden.

Maar gezondheidsontwikkelingen vormen in het geschatte uittredingsmodel niet meteen een verklaring voor de groei in de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen. Het geschatte arbeidsparticipatiemodel laat namelijk zien dat los van deze gezondheidsontwikkelingen de participatiekans voor jongere cohorten hoger ligt dan voor oudere cohorten. Jongere cohorten maken bij uittreding minder vaak gebruik van arbeidsongeschiktheid of vervroegde pensionering als uittredroute. Dat heeft voor een belangrijk deel te maken met beleidswijzigingen in het recente verleden. Vanaf de pensioengerechtigde leeftijd laten de resultaten nog maar weinig verschil in arbeidsparticipatie tussen de cohorten zien. Daarbij geldt wel de kanttekening dat effecten van de verandering van de AOW-leeftijd door een gebrek aan recente gegevens nog niet kunnen worden ingeschat.

Aan de hand van de geschatte modellen, is tot slot doorgerekend wat de verwachte ontwikkeling in de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen in de periode van 2015 tot en met 2030 is. De prognoses laten zien dat de arbeidsparticipatie van ouderen tot aan de AOW-leeftijd nog zal toenemen voor jongere cohorten. Scenario's laten zien dat veranderingen in achtergrondkenmerken (opleidingsstructuur, gezondheid) en omstandigheden (het geven van mantelzorg, koopkrachtontwikkelingen) slechts bescheiden effecten hebben op de toename in arbeidsparticipatie. Verder valt op dat ouderen met een kortere werkweek een grotere kans hebben om vervroegd uit te treden, terwijl ouderen die blijven doorwerken vaak rond de AOW-leeftijd hun werkweek aanzienlijk verkorten. Het impliceert dat een verkorting van de gemiddelde arbeidsduur de arbeidsparticipatie van ouderen onder de AOW-leeftijd significant kan verlagen, maar tegelijkertijd dat een kortere werkweek een alternatief kan zijn voor volledige pensionering.

# Inhoudsopgave

<b>Samenvatting</b> .....	<b>i</b>
<b>1 Inleiding</b> .....	<b>1</b>
1.1 Achtergrond .....	1
1.2 Onderzoeksvragen .....	3
1.3 Onderzoeksaanpak .....	4
1.4 Leeswijzer .....	6
<b>2 Ontwikkelingen in de gezondheid van oudere werkenden</b> .....	<b>7</b>
2.1 Relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie .....	7
2.2 Arbeid en gezondheid in de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA) .....	10
2.3 Factoren die de gezondheidsontwikkeling kunnen beïnvloeden.....	12
2.4 Ontwikkeling van gezondheid met leeftijd .....	16
2.5 Gezondheid als verklaring voor arbeidsparticipatie .....	25
2.6 Conclusie.....	34
<b>3 Ontwikkelingen in uittreedgedrag</b> .....	<b>37</b>
3.1 Ontwikkelingen in arbeidsparticipatie.....	37
3.2 Arbeidsparticipatiemodel .....	41
3.3 Geschatte ontwikkelingen in arbeidsparticipatie.....	44
3.4 Ontwikkelingen in de arbeidsduur.....	47
<b>4 Verwachte ontwikkeling arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen tot 2030</b> .....	<b>49</b>
4.1 Van schattingen naar prognoses .....	49
4.2 Scenario's .....	51
<b>5 Conclusies</b> .....	<b>57</b>
<b>Literatuur</b> .....	<b>61</b>
<b>Bijlage A Beschrijving onderzoeksgegevens</b> .....	<b>69</b>
<b>Bijlage B Schattingsmethode- en resultaten gezondheidsontwikkelingen</b> .....	<b>91</b>
<b>Bijlage C Toepassen van gezondheidsprofielen op SSB-data</b> .....	<b>99</b>
<b>Bijlage D Schattingsmethode en –resultaten uittreedgedrag</b> .....	<b>105</b>
<b>Bijlage E Prognosemethode</b> .....	<b>117</b>





# 1 Inleiding

*De arbeidsparticipatie van Nederlandse ouderen van 55 tot en met 70 jaar is in de afgelopen jaren aanzienlijk gestegen. Ook de levensverwachting is verbeterd. Dit onderzoek brengt in beeld hoe de arbeidsparticipatie van ouderen zich naar verwachting verder zal ontwikkelen in de periode van 2015 tot en met 2030, gegeven de invloed van gezondheidsontwikkelingen.*

De arbeidsparticipatie van ouderen in Nederland is in de afgelopen decennia aanzienlijk gestegen. Gelijktijdig is ook de levensverwachting verbeterd. Deze laatste ontwikkeling heeft mede de verhoging van de AOW-gerechtigde leeftijd en de koppeling daarvan aan de levensverwachting vanaf 2022 gemotiveerd. In welke mate de arbeidsparticipatie van 65-plussers daadwerkelijk zal toenemen, hangt onder meer af van hun gezondheid. Gezondheidsproblemen op latere leeftijd kunnen er immers toe leiden dat langer doorwerken tot de gestegen AOW-leeftijd niet (volledig) haalbaar is. De interactie tussen arbeid en gezondheid speelt hierin een cruciale rol. Dit onderzoek kijkt enerzijds naar de gezondheidsontwikkelingen bij ouderen en anderzijds naar de effecten van gezondheid op de arbeidsparticipatie van ouderen. Deze ontwikkelingen worden vervolgens samengenomen om tot prognoses van de arbeidsparticipatie van ouderen tot 2030 te komen.

## 1.1 Achtergrond

Sinds het begin van de jaren negentig is de arbeidsparticipatie van ouderen in Nederland sterk toegenomen. De bruto participatiegraad van 50- tot 65-jarige mannen, ofwel het aandeel mannen met betaald werk voor ten minste 12 uur of zoekend naar zulk betaald werk, lag aan het begin van de jaren negentig nog op 56 procent, maar was in 2012 toegenomen tot 77 procent. De bruto arbeidsparticipatie van 50- tot 65-jarige vrouwen is zelfs nog sterker gestegen, van ongeveer 18 procent aan het begin van de jaren negentig tot 54 procent in 2012 (Arts & Otten, 2013).

Recentelijk is gestart met een stapsgewijze verhoging van de pensioengerechtigde leeftijd met als einddoel om de pensioenleeftijd te koppelen aan de levensverwachting.<sup>1</sup> De verwachting is dat personen in de toekomst om die reden ook na 65-jarige leeftijd langer blijven doorwerken. Of de arbeidsparticipatie uiteindelijk ook in de (verwachte) mate toeneemt als gevolg van de stijging van de AOW-leeftijd, is van allerlei factoren afhankelijk. Enerzijds spelen beleidsregels een belangrijke rol, met name hoe aantrekkelijk het is om vervroegd uit te treden en langs welke route. Zo laten studies van bijvoorbeeld De Jong et al. (2011) en Staubli (2011) zien dat striktere controle van aanmeldingen voor arbeidsongeschiktheid de arbeidsparticipatie kunnen vergroten. Deze studies richten zich niet expliciet op ouderen en de uittreedroutes richting pensioen, maar geven wel de invloed van het beleid aan. Beperkende factoren op de stijging van de arbeidsparticipatie en het doorwerken op latere leeftijd zijn de gezondheid van mensen, de aanwezigheid van arbeidsbeperkingen en de mate waarin naar minder belastende banen kan worden overgestapt indien gezondheidsproblemen dat vereisen.

---

<sup>1</sup> Vanaf 1 januari 2013 wordt de AOW-leeftijd stapsgewijs verhoogd van 65 jaar naar 67 jaar in 2021. Vanaf 1 januari 2022 zal de AOW-leeftijd gekoppeld zijn aan de levensverwachting (Kamerstukken I, 261 maart 2015, 34 083, A).

### **Aantrekkelijkheid van vervroegd uittreden en uittreedroutes**

Vervroegde uittreding van de arbeidsmarkt kan via verschillende routes plaatsvinden. Men kan uittreden via de mogelijkheden die het sociale zekerheidstelsel biedt, zoals arbeidsongeschiktheid (AO), werkloosheid (WW) of bijstand. Een alternatief is om de arbeidsduur op latere leeftijd te beperken en de arbeidsmarkt meer geleidelijk te verlaten via deeltijdwerk. Vervroegde uittreding zonder gebruik te maken van een uitkering behoort uiteraard ook tot de mogelijkheden, bijvoorbeeld door het benutten van het eigen vermogen. Voorheen waren er daarnaast nog uitgebreide VUT- en prepensioenregelingen waarlangs men vervroegd kon uittreden. Men kan ook doorwerken tot de AOW-gerechtigde leeftijd en direct van werk naar AOW en pensioen uitstromen.

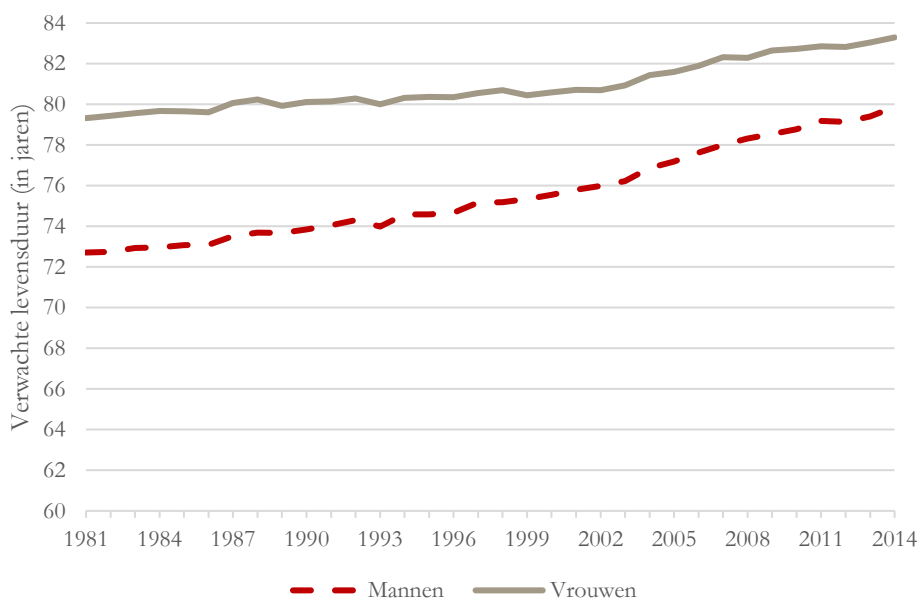
De mate waarin de verschillende vervroegde uittreedroutes worden gebruikt, hangt nauw samen met beleid. Er is uitgebreide wetenschappelijke literatuur over het gebruik van uittreedroutes en de veranderingen daarin als gevolg van wijzigingen in bijvoorbeeld de toegankelijkheid van arbeidsongeschiktheids- en werkloosheidsuitkeringen (zie bijvoorbeeld Riphahn (1997), Börsch-Supan & Schnabel (1998) en Börsch-Supan (2000) voor de internationale literatuur, voor Nederland Kapteyn & De Vos (1998), Koning & Van Vuuren (2010), Koning & Lindeboom (2015), Euwals et al. (2010) en Euwals et al. (2012)). Beleidsaspecten kunnen zeer bepalend zijn voor de mate waarin personen door blijven werken op latere leeftijd. In de afgelopen jaren zijn in Nederland tal van maatregelen genomen om de arbeidsparticipatie van ouderen te stimuleren en routes voor vervroegde uittreding minder aantrekkelijk te maken. Zo zijn er striktere criteria en een langere wachttijd voor de toekenning van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen en is de duur van de WW-uitkering verkort. Ook is de fiscale bijdrage aan VUT- en prepensioenregelingen afgeschaft en is de arbeidskorting voor werkende ouderen verhoogd om arbeidsparticipatie van ouderen te stimuleren. Daarbovenop is recent besloten om de pensioengerechtigde leeftijd geleidelijk te verhogen en uiteindelijk mee te laten groeien met de toename in de levensverwachting. Deze maatregel beoogt de arbeidsparticipatie van ouderen te verhogen en zo de druk op het sociale zekerheidstelsel te verminderen.

### **De rol van gezondheidsontwikkelingen**

Een belangrijke factor voor het langer kunnen doorwerken op latere leeftijd is de gezondheid van mensen. Verbeteringen in gezondheid zouden langer doorwerken op latere leeftijd mogelijk kunnen maken. Een eerste indicatie voor een verbeterde gezondheid van ouderen is de gestegen levensverwachting sinds het begin van de jaren tachtig. Figuur 1.1 brengt deze ontwikkeling tot 2014 in beeld. De levensverwachting van mannen (vrouwen) was aan het begin van de jaren negentig nog 74 (80) jaar en maar lag in 2014 al op 80 (83) jaar.

Een toename van de levensverwachting hoeft echter niet te betekenen dat mensen ook daadwerkelijk langer kunnen doorwerken. Daarvoor telt immers niet alleen de levensverwachting, maar ook de mate waarin arbeidsbeperkingen zich voordoen op latere leeftijd en het effect daarvan op de belastbaarheid van mensen. Het optreden van arbeidsbeperkingen zou tot gevolg kunnen hebben dat op latere leeftijd overgestapt moet worden op ander werk (met een lagere arbeidsbelasting) of dat de arbeidsduur afneemt met leeftijd. Als dat niet gebeurt, zou dat uiteindelijk een negatief effect kunnen hebben op de gezondheid en daarmee op de arbeidsparticipatie van ouderen. Anderzijds kan langer doorwerken ook een positieve invloed hebben op gezondheid. De wederzijdse interactie van werk en gezondheid speelt een belangrijke rol in de verklaring van de mate van arbeidsparticipatie van ouderen.

**Figuur 1.1** Stijging in de verwachte levensduur het sterkst bij mannen



Bron: Gegevens van CBS StatLine (Gezonde levensverwachting, vanaf 1981; geraadpleegd op 21 juli 2016). De grafiek toont het aantal jaren dat iemand naar verwachting te leven heeft (ongeacht gezondheid).

De invloed van gezondheid op de arbeidsparticipatie van ouderen heeft ook in de internationale wetenschappelijke literatuur aandacht gekregen. Zo bestuderen Bound et al. (1999) de invloed van gezondheidsschokken op het participatiegedrag van ouderen. Zij vinden dat een slechte gezondheid voor een groot deel van de oudere werknemers uittreding van de arbeidsmarkt tot gevolg heeft. Er bestaat echter nog veel onduidelijkheid over de mate waarin de arbeidsparticipatie van ouderen kan stijgen, gegeven het mogelijk optreden van arbeidsbeperkingen op latere leeftijd en de rol van beleidsmaatregelen hierin. Voor Zweden laten Johansson et al. (2015) zien dat de ontwikkelingen in levensverwachting en gezondheid een aanzienlijke toename van de arbeidsparticipatie van oudere mannen mogelijk maken. Het voorliggende rapport beschrijft de relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie voor de Nederlandse situatie. Het maakt prognoses van de arbeidsparticipatie van ouderen in Nederland, rekening houdend met gezondheidsontwikkelingen en met beleidswijzigingen in het recente verleden.

## 1.2 Onderzoeksvragen

Dit onderzoek beoogt inzicht te geven in de toekomstige arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissingen van oudere werknemers, rekening houdend met arbeidsgerelateerde gezondheidsaspecten. De volgende algemene onderzoeksvraag staat centraal in het onderzoek:

*Wat is de invloed van de (arbeidsgerelateerde) gezondheid op de arbeidsparticipatie van oudere werknemers (55+), met name in de leeftijd van 65 tot 70 jaar, en hoe zal dat naar verwachting veranderen tot 2030?*

Daarnaast wordt getracht antwoord te geven op de volgende afgeleide onderzoeksvragen:

1. Welke gezondheidsaspecten beginnen meer op te spelen naarmate de leeftijd vordert?

2. Leveren deze gezondheidsaspecten arbeidsbeperkingen op?
3. In hoeverre zijn deze arbeidsbeperkingen beroepsspecifiek?
4. Wat valt in generieke zin te zeggen over aanpassingen in de taakeisen van beroepen om de arbeidsgerelateerde gezondheid op peil te houden?
5. Wat is de invloed van chronische ziekten op uittreedgedrag?
6. Wat is de invloed van leefstijl (sociaaleconomische status) op uittreedgedrag?
7. Wat is de invloed op langer doorwerken van veranderingen in de opleiding- en de beroepenstructuur?
8. Hoe kan het gedragseffect van de wettelijke verhoging van de AOW-gerechtigde leeftijd worden bepaald en hoe wordt dit effect in de prognoses meegenomen? Loopt de feitelijke pensioneringsleeftijd gelijk op met de wettelijke stijging van de AOW-gerechtigde leeftijd?
9. Welke veronderstellingen kunnen worden gemaakt ten aanzien van de verdeling van zorgtaken voor hoogbejaarde ouders ten laste van de WMO en ten laste van mantelzorg?
10. Hoe wordt het effect van mantelzorg op de pensioneringsleeftijd bepaald?

Dit onderzoek biedt inzicht in de ontwikkeling van gezondheid over leeftijd en relateert deze aan de arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissingen van ouderen. Deze relaties worden geschat en gebruikt om een prognose op te stellen van de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen tot 2030, gegeven de verwachte ontwikkelingen in de (arbeidsgerelateerde) gezondheid.

### 1.3 Onderzoeksaanpak

Typerend aan de relatie tussen arbeidsparticipatie en gezondheid is dat deze beide kanten op werkt. Enerzijds kan een slechte gezondheid de mogelijkheden tot arbeidsparticipatie beperken. Anderzijds kan het hebben van (betaald) werk een effect hebben op de gezondheid van werknemers. Deze wederkerigheid in de relatie tussen arbeid en gezondheid maakt dat het lastig is om de invloed van gezondheid op arbeidsparticipatie eenduidig vast te stellen en te gebruiken in het opstellen van prognoses. De beschikbaarheid van longitudinale gegevens over werkenden en hun gezondheid is daarvoor cruciaal. Zulke longitudinale gegevens over een lange periode en een afdoende grote groep mensen zijn echter niet voorhanden. Daarom gebruikt dit onderzoek twee verschillende gegevensbronnen om beide kanten van de relatie tussen gezondheid en arbeid in kaart te brengen.<sup>2</sup> Gegevens uit de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA) worden gebruikt om ontwikkelingen in gezondheid met leeftijd in kaart te brengen. Het Sociaal Statistisch Bestand (SSB), aangevuld met gegevens uit de Enquête Beroepsbevolking (EBB), wordt gebruikt om de arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissingen van oudere werknemers te analyseren.

Het onderzoek is uitgevoerd in vijf stappen:

1. Selectie van relevante gezondheidsmaten;
2. Analyse van gezondheidsontwikkelingen over leeftijd;
3. Prognose van gezondheidsontwikkelingen;
4. Analyse van arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissingen, gegeven gezondheid;
5. Prognoses van de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen tot 2030.

---

<sup>2</sup> Vanwege de beperkte hoeveelheid informatie over relevante gezondheidsmaten in de CBS-microdata is het in dit onderzoek niet mogelijk om gezondheid en arbeidsparticipatie simultaan te modelleren. Het onderzoek omvat daarom aparte analyses van gezondheidsontwikkelingen en uittredingsbeslissingen.

**Stap 1: Selectie van relevante gezondheidsmaten**

Een belangrijke vereiste om de analyses op de LASA-data en de SSB-data aan elkaar te kunnen relateren, is dat gezondheidsmaten en verklarende variabelen worden gebruikt die in beide bronnen voor een gedeelte van de populatie op voldoende vergelijkbare wijze zijn gemeten. Het onderzoek is daarom gestart met een uitgebreide gegevensanalyse. Aan de hand daarvan is een aantal gezondheidsmaten geselecteerd die in de analyses en prognoses worden gebruikt.

**Stap 2: Analyse van gezondheidsontwikkelingen over leeftijd**

Het LASA onderzoek volgt personen van 55 jaar en ouder. Dit onderzoek gebruikt gegevens van 55- tot 70-jarige deelnemers en volgt hen over een periode van 9 jaar, zolang hun leeftijd binnen deze grenzen blijft. Op basis van deze gegevens worden paneldata modellen geschat, waarin de verandering in gezondheid wordt verklaard door veranderingen in onder meer leeftijd, arbeidsmarktstatus en werkbelasting. Met de potentieel wederkerige relatie tussen arbeidsparticipatie en gezondheid wordt rekening gehouden door de manier waarop die relatie wordt gemodelleerd en door de gezondheidsprofielen afhankelijk te maken van de individuele arbeidsmarktsituatie. Bovendien wordt vastgesteld in welke mate gezondheid verschilt naar achtergrondkenmerken van personen, zoals het geboortecohort, geslacht en etniciteit. De geschatte modellen kunnen vervolgens worden ingezet om voorspellingen te maken van de gezondheidsontwikkelingen van personen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar.

**Stap 3: Prognose van gezondheidsontwikkelingen**

Gezondheid kan een belangrijke verklarende factor zijn voor arbeidsparticipatie en de uittredingsbeslissing van oudere werknemers. Het SSB bevat echter geen integrale gegevens over de in LASA beschikbare gezondheidsmaten. Aan de hand van de schattingsmodellen voor gezondheidsontwikkelingen uit stap 2 kunnen echter prognoses worden gemaakt van de gezondheidsontwikkeling van alle personen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar in het SSB. Die geprognosticeerde gezondheid wordt vervolgens gebruikt in de analyses van arbeidsparticipatie en uittreedgedrag.

**Stap 4: Analyse van arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissingen, gegeven gezondheid**

Om uiteindelijk tot prognoses van arbeidsparticipatie te kunnen komen, is het van belang om inzicht te hebben in de uittredingsbeslissing van werkende ouderen van 55 jaar en ouder. Voor degenen die op 55-jarige leeftijd nog werken wordt in beeld gebracht hoe het moment van uittreding en de uittreedroute afhangen van verklarende factoren, zoals de voorspelde gezondheidsontwikkeling, de sector waarin men werkzaam is, de arbeidsduur en de sociaaleconomische status. Dat gebeurt met behulp van het schatten van een *competing risks* duurmodel, waarbij een aantal uittreedroutes (arbeidsongeschiktheid, werkloosheid/bijstand en pensionering) expliciet wordt gemodelleerd.

**Stap 5: Prognoses van de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen tot 2030**

De coëfficiëntschattingen voor het arbeidsparticipatiemodel worden vervolgens toegepast op personen die in de periode van 2015 tot en met 2030 in de leeftijd van 55 tot 70 jaar zitten. Dat zijn degenen die in 2013 (het laatste jaar waarvan gegevens zijn betrokken in de analyses) tussen de 38 en 68 jaar oud zijn. Door deze prognose op de integrale SSB-data te baseren, kunnen de arbeidsparticipatie- en uittredingsbeslissingen voor de gehele populatie worden geprognosticeerd. Ten slotte worden de gevolgen van variatie in beleid en sociaaleconomische status op de ontwikkeling

van de arbeidsparticipatie doorberekend. Dit gebeurt met behulp van een aantal scenario's, waardoor duidelijk wordt binnen welke marges de arbeidsparticipatie zich daadwerkelijk kan ontwikkelen.

## 1.4 Leeswijzer

Het rapport brengt allereerst in Hoofdstuk 2 de ontwikkelingen in de gezondheid van ouderen in kaart. Er wordt daarbij naar verschillende gezondheidsmaten gekeken die relevant zijn voor de arbeidsparticipatie van oudere werknemers en er wordt een keuze gemaakt voor de vier meest geschikte gezondheidsmaten. Gebruikmakend van de verklarende analyses van de ontwikkeling van gezondheid, analyseert Hoofdstuk 3 het uitreedgegedrag van ouderen. Zowel de leeftijd waarop wordt uitgetreden als de uitreederoute is onderwerp van de analyses. Hoofdstuk 4 brengt de ontwikkelingen in gezondheid en arbeidsparticipatie samen in prognoses van de arbeidsparticipatie van ouderen in de periode van 2015 tot en met 2030. Om de invloed van factoren als HR-beleid, mogelijkheden tot deeltijdwerk en het verlenen van mantelzorg te kwantificeren, presenteert dat hoofdstuk eveneens de resultaten van de doorrekening van een aantal scenario's. Het rapport sluit af met conclusies in Hoofdstuk 5.

## 2 Ontwikkelingen in de gezondheid van oudere werkenden

*Functionele beperkingen en chronische ziekten zijn gezondheidsaspecten die het meest gaan opspelen naarmate de leeftijd vordert. Bij depressieve klachten en de algemene gezondheidsbeleving is nauwelijks een ontwikkeling met leeftijd waar te nemen, maar deze gezondheidsmaten kunnen wel in verband worden gebracht met arbeidsomstandigheden en vervroegde uittrekking.*

Gezondheid speelt een belangrijke rol in de mate waarin oudere werknemers in staat zijn om door te werken. Daarbij is een onderscheid tussen verschillende gezondheidsbegrippen van belang. Dit onderzoek maakt onderscheid tussen algemene gezondheid, arbeidsgerelateerde gezondheid en gezondheidsgerelateerde arbeidsbeperkingen. Algemene gezondheid wordt gedefinieerd als losstaand van arbeidsmarktstatus of arbeidsbelasting, te denken valt bijvoorbeeld aan de (subjectieve) ervaren gezondheid. Arbeidsgerelateerde gezondheid wordt in verband gebracht met de arbeidsbelasting van werknemers. Fysieke of psychosociale arbeidsbelasting kan leiden tot gezondheidsproblemen indien werknemers onvoldoende kunnen herstellen (Van Dijk et al., 1990). Onder gezondheidsgerelateerde arbeidsbeperkingen worden gezondheidsaspecten verstaan die ertoe kunnen leiden dat werknemers het werk niet of niet optimaal meer kunnen uitvoeren, met als consequentie ziekteverzuim en arbeidsongeschiktheid. Hierbij gaat het niet alleen om (chronische) ziekten, maar ook om beperkingen in de mobiliteit of in de uitvoering van dagelijkse activiteiten (Leijten et al., 2015). Of arbeidsbeperkingen zich ontwikkelen, hangt af van de wijze waarop op de werkplek aan gezondheidsproblemen tegemoet kan worden gekomen, zoals de taakeisen op het werk en de mogelijkheid om deze aan te passen, maar ook sociale steun en verwachtingen (Jette & Badley, 2000).

Dit hoofdstuk gaat in op de ontwikkeling van gezondheid over leeftijd en de relatie daarvan met arbeid en arbeidsparticipatie. In paragraaf 2.1 wordt eerst de stand van de wetenschappelijke kennis over de relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie kort beschreven. Vervolgens introduceert paragraaf 2.2 empirische gegevens waarmee die relatie voor dit rapport nader is geanalyseerd. Paragraaf 2.3 bespreekt wat er in de wetenschappelijke literatuur bekend is over verklarende factoren voor de gezondheidsontwikkeling tijdens het ouder worden. Paragraaf 2.4 beschrijft nieuwe Nederlandse gegevens over de ontwikkeling van gezondheid over de leeftijd. Welke gezondheidsaspecten beginnen meer op te spelen naarmate de leeftijd vordert? Vervolgens worden in paragraaf 2.5 vier specifieke gezondheidsmaten verder uitgewerkt en verklaard, op basis waarvan individuele gezondheidsprofielen over leeftijd kunnen worden geconstrueerd die als verklaring dienen voor de participatie- en uitredingsbeslissing van oudere werkenden in Hoofdstuk 3.

### 2.1 Relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie

De relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie is complex. Hoe de (causale) relatie precies loopt is onduidelijk. Gezondheid heeft onherroepelijk invloed op de arbeidsparticipatie van mensen. Mensen die gezond zijn werken langer door. Maar die invloed begint al op vroege leeftijd, en loopt deels parallel aan de relatie die bestaat tussen gezondheid en sociaaleconomische status, uitgedrukt in opleidingsniveau, beroep en inkomen (Skalli et al. (2006) voor Europa; Mackenbach



(1994) voor Nederland). Gezonde mensen hebben hogere prestaties in het onderwijs waardoor hun kansen op de arbeidsmarkt hoger liggen dan bij ongezonde mensen. Gezondheid beïnvloedt daarmee niet alleen de arbeidsparticipatie, maar ook het soort werk dat iemand kan uitvoeren, het inkomen dat iemand kan verdienen, de partner die iemand kan krijgen en de sociaaleconomische status die daar het gevolg van is. Al die factoren zijn zelf ook weer van invloed op de gezondheidssituatie van mensen. Werken en maatschappelijke participatie in het algemeen bevordert de gezondheid, een hoogproductieve baan zorgt vaak voor minder (fysieke) arbeidsbelasting, een hoger inkomen maakt het mogelijk meer te investeren in gezondheid en een hogere sociaaleconomische status zorgt voor meer mogelijkheden en aandacht voor een gezonde levensstijl. Die wederkerige invloed kan zichzelf versterken, waardoor het RIVM kan concluderen dat (ervaren) gezondheid en arbeidsparticipatie samengaan (Harbers & Hoeymans, 2013).

Tegelijkertijd kan werken ook negatieve effecten hebben op de gezondheid, zeker wanneer het gaat om langer doorwerken op hogere leeftijd, waarbij de kans op gezondheidsproblemen groter wordt. Het meest duidelijke voorbeeld is fysiek zwaar werk, waar de fysieke belasting kan zorgen voor een versnelde slijtage die het uitoefenen van een baan op langere termijn bemoeilijkt. Maar ook een grote mentale belasting kan zorgen voor het verergeren van gezondheidsproblemen, bijvoorbeeld omdat werken en de verplichtingen die daarmee samenhangen het minder gemakkelijk maken om rekening te houden met een (chronische) aandoening. Er kan in dat geval juist een negatieve wederkerige relatie ontstaan tussen gezondheid en werken. Door gezondheidsproblemen wordt de arbeidsproductiviteit aangetast, maar door dat te compenseren met harder werken, kunnen de gezondheidsproblemen erger worden.

Een prognose van de arbeidsparticipatie van ouderen, vooral van de groep die nu nog nauwelijks actief is op de arbeidsmarkt (65-plussers), dient daarom expliciet rekening te houden met die wederkerige relatie en met het feit dat die relatie kan verschillen tussen werknemers en werkzaamheden, afhankelijk van de achtergrondkenmerken. Die wederkerige relatie is echter moeilijk zuiver vast te stellen. Daarvoor zijn gegevens nodig over de arbeids- en gezondheidssituatie van mensen over een langere periode, bij voorkeur over een groot deel van de arbeidscarrière. Michaud en Van Soest (2004) ontrafelen de potentieel wederkerige relatie tussen vermogen en gezondheid en vinden dat vermogen nauwelijks effect heeft op gezondheid, maar dat gezondheid wel invloed heeft op het vermogen dat iemand vergaart. Deze resultaten gelden echter voor de Verenigde Staten, waar de institutionele situatie ten aanzien van de gezondheidszorg en de herverdeling van inkomen anders is dan in Nederland. Sadiraj, Heyma en Groot (2006) hebben geprobeerd om op dezelfde manier de relatie tussen gezondheid en sociaaleconomische status in Nederland te ontrafelen. Belangrijkste conclusies waren dat er zowel een positieve relatie liep van een hoge sociaaleconomische status naar gezondheid, als van gezondheid naar een hoge sociaaleconomische status. Die laatste relatie was daarbij dominant. Dat betekent dat voor Nederland de invloed van gezondheid op werk en inkomen sterker is dan de invloed van werk en inkomen op gezondheid. Gegeven ons uitgebreide sociale zekerheidsstelsel en gezondheidszorg is dat ook wel te verklaren. Het betekent dat vooral de gezondheidsontwikkeling goed moet worden ingeschat als verklarende factor voor arbeidsparticipatie.

Gezondheid kan op vele verschillende manieren worden gemeten. Welke gezondheid is nu precies relevant voor de arbeidsparticipatiebeslissing van ouderen? Er is bijvoorbeeld een onderscheid tussen objectieve en subjectieve gezondheid. In onderzoek gaat het vaak om hoe gezondheid wordt ervaren, dus over subjectieve gezondheid. Maar hoe kan dat goed worden gemeten, zonder ook al

de invloed op de arbeidssituatie mee te nemen? Subjectief gerapporteerde gezondheid bevat vaak een kleuring door de arbeidssituatie. Een werkloze zal bij hetzelfde gezondheidsniveau als een werkende eerder wijzen op een slechtere gezondheid, onder meer om de situatie van werkloosheid te kunnen legitimeren. Wanneer deze maat wordt gebruikt als verklaring in de participatiebeslissing, dan zal blijken dat gezondheid daar een positieve invloed op heeft, terwijl het om mensen met dezelfde (objectieve) gezondheid kan gaan.

Voor de arbeidsparticipatie kan een functioneel gezondheidsbegrip relevanter zijn. Levert de gezondheidssituatie belemmeringen op die het functioneren beïnvloeden? En vice versa, leveren werkkenmerken belemmeringen op in het functioneren? In dat licht zijn twee begrippen van belang, die niet losstaan van het verrichten van arbeid. Aan de ene kant zijn fysieke en mentale aspecten van de objectieve gezondheid (bijvoorbeeld kracht of cognitief functioneren) van invloed op de “gezondheidsgerelateerde arbeidsbeperkingen”. Aan de andere kant wordt de “arbeidsgerelateerde gezondheid” bepaald door de eisen die het werk stelt. Dat betekent dat door aanpassingen met het oog op de uit de gezondheidstoestand voortvloeiende belemmeringen voor het werk de arbeidsgerelateerde gezondheid beïnvloedbaar is. De arbeidsgerelateerde gezondheid is te rekken, zij het dat de rek verschilt met het uitgeoefende beroep. Naar verwachting neemt de spanning toe tussen datgene wat de objectieve gezondheid op hogere leeftijd aan activiteiten toelaat en wat voor een goede vervulling van een baan noodzakelijk is.

Er kan aldus onderscheid worden gemaakt in grofweg drie soorten gezondheid die de arbeidsparticipatie van (oudere) werknemers beïnvloedt: algemene gezondheid, (gezondheidsgerelateerde) arbeidsbeperkingen en arbeidsgerelateerde gezondheid. Algemene gezondheid wordt als losstaand beschouwd van arbeidskenmerken. (Gezondheidsgerelateerde) arbeidsbeperkingen worden veroorzaakt door gezondheidsaspecten die ertoe leiden dat werknemers het werk niet of niet optimaal meer uit kunnen voeren. Arbeidsgerelateerde gezondheid komt voort uit de arbeidsbelasting van werknemers. Een (te zware) arbeidsbelasting leidt dan tot een verslechtering van de gezondheid. Deze relatie is weergegeven in Figuur 2.1.

**Figuur 2.1 Relatie arbeidsomstandigheden via arbeidsbelasting naar arbeidsparticipatie**



Zware fysieke arbeidsbelasting kan leiden tot bijvoorbeeld gewrichtsklachten, wat vervolgens weer kan leiden tot arbeidsuitval. In dit geval zouden gewrichtsklachten zowel onder arbeidsgerelateerde gezondheid als onder arbeidsbeperkingen kunnen worden ingedeeld. Hieruit blijkt dat verschillende maten van gezondheid zich niet zo makkelijk laten indelen in de drie onderscheiden soorten gezondheid. Dat hangt ook sterk af van de uitgeoefende arbeid, die onder andere wordt gekenmerkt door het opleidings- en beroepsniveau.

De relevantie van gezondheidsaspecten voor arbeidsdeelname kan op meerdere manieren worden afgeleid. De eerste manier is uit onderzoek over de voorspellende waarde van gezondheidsaspecten voor arbeidsuitkomsten, zoals leeftijd van pensionering, werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en ziekteverzuim. De gezondheidsmaten met significant voorspellende waarde kunnen als relevant

worden beschouwd (zie paragraaf 2.2). De tweede manier is uit onderzoek over de voorspellende waarde van fysieke en psychosociale arbeidsbelasting voor lichamelijke en psychische aandoeningen. De gezondheidsmaten die significant door arbeidsbelasting worden voorspeld, kunnen als relevant worden beschouwd (zie paragraaf 2.3). De derde manier betreft de gezondheidsontwikkeling met de leeftijd. Wanneer de gezondheid sterk afneemt met de leeftijd is er mogelijk een maximum aan de leeftijd waarop mensen door kunnen werken. Het verloop van de gezondheid met de leeftijd wordt in paragraaf 2.4 behandeld. Ten slotte is het ook van belang dat verschillende aspecten van gezondheid aan bod komen, zowel objectieve als subjectieve maten en zowel geestelijke als lichamelijke gezondheid.

## 2.2 Arbeid en gezondheid in de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA)

Om ontwikkelingen in gezondheid in relatie tot arbeid vast te kunnen stellen, kan gebruik worden gemaakt van de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA). Dit onderzoek is in 1992 gestart met een eerste cohort van 3107 deelnemers in de leeftijden 55-85 jaar. De steekproef werd getrokken uit gemeentelijke bevolkingsregisters van 11 gemeenten in drie regio's van Nederland: West, Noordoost en Zuid. Tezamen zijn de gekozen gemeenten representatief voor Nederland. Op driejaarlijkse meetmomenten worden de deelnemers thuis onderzocht met interviews en tests. De meest recente meting vond plaats in 2015-16; voor het onderhavige onderzoek is de meest recent beschikbare meting die uit 2013. Het doel van het LASA-onderzoek is het 'monitoren' van het functioneren van ouderen in brede zin, namelijk fysiek, cognitief, emotioneel en sociaal, alsmede het vaststellen van predictoren (voorspellers) en consequenties van veranderingen in functioneren. Zie Huisman et al. (2011) voor een gedetailleerd overzicht van LASA.

In 2002 en 2012 werd uit de bevolkingsregisters van dezelfde gemeenten een nieuw cohort van ieder ruim 1000 deelnemers toegevoegd in de leeftijden 55-64 jaar. Dit maakt het mogelijk om veranderingen in arbeidsdeelname en pensionering zowel binnen als tussen cohorten te onderzoeken over een periode van 20 jaar. Om voorspellingen te kunnen doen over verscheidene decennia in de toekomst, is het van belang om inzicht te hebben in een voldoende lange recent-historische periode, met name om vertekening door korte-termijn conjuncturele effecten uit te kunnen sluiten.

### **Arbeid en pensionering**

Vragen in LASA over arbeid en pensionering omvatten werkkenmerken van de deelnemer (ook wanneer die al met pensioen is) en van diens vader en partner. Deze kenmerken betreffen de huidige en/of langste baan, zoals beroep, functieniveau, sector, werktijden en werkbelasting, en tijdstip en omstandigheden (uittreedroute) van pensionering. De vragenlijst over werkbelasting volgt het model van Karasek (1990): het omvat vragen over zowel fysieke belasting als psychosociale belasting en heeft bovendien een onderdeel over steun van collega's en de leidinggevende. Daarnaast is een zogenaamde Job-Exposure Matrix opgesteld (Rijs et al., 2014) waarmee aan iedere functiecategorie de gemiddelde werkbelasting wordt gekoppeld. Het voordeel van deze aanpak is dat deze minder afhankelijk is van individuele invloeden (stemming, gezondheid, vroegere ervaring) op rapportage van werkbelasting door deelnemers aan het onderzoek. Tevens zijn in LASA gegevens over doorwerken na het 65ste jaar beschikbaar. Dit maakt het mogelijk om ook in deze leeftijdsgroep de relatie tussen gezondheid en langer doorwerken te onderzoeken.

De kracht van het LASA-onderzoek met betrekking tot arbeid ligt met name op het gebied van de uitgebreide gezondheids-, sociale en psychologische maten die zijn meegenomen. Hieronder worden de relevante meetinstrumenten beschreven, met onderbouwing van hun relevantie op grond van wetenschappelijke literatuur over de arbeidsdeelname van oudere werknemers.

### **Gezondheid**

Zoals al in paragraaf 2.1 is besproken, is een voor onderzoek naar arbeid en gezondheid belangrijk onderscheid dat naar subjectieve en objectieve maten van gezondheid. In economisch onderzoek naar arbeid en gezondheid worden vooral subjectieve maten gebruikt, zoals de ervaren gezondheid, omdat deze veelal in de gebruikte databestanden beschikbaar zijn. Subjectieve gezondheidsmaten hebben echter beperkte zeggingskracht door *'justification bias'*: de beantwoording van vragen naar subjectieve gezondheid kan afhangen van de arbeidsmarktpositie van de onderzoeksdeelnemer, wegens economische motieven of doordat de antwoorden aangepast worden aan sociale normen (Kerkhofs & Lindeboom, 1995). Subjectieve gezondheid weerspiegelt daarom evenzeer de gezondheid als de motivatie tot werken. Om dergelijke vertekening te vermijden, zijn objectieve gezondheidsmaten nodig waarvan kan worden verwacht dat zij arbeidsbelemmeringen opleveren (Van den Heuvel & de Wind, 2015).

In LASA is naast subjectieve gezondheid (de ervaren gezondheid) een brede selectie van objectieve gezondheidsmaten beschikbaar. De objectieve maten volgen het zogenaamde 'gevolgen van ziekte'-model (Engels: *'disablement'*, Verbrugge & Jette, 1994): van chronische ziekten via functionele beperkingen tot hulpbehoefte. Daarbij hoeft een chronische ziekte niet te leiden tot arbeidsuitval, terwijl functionele beperkingen, en zeker hulpbehoefte, sterker op arbeidsbelemmeringen wijzen (Boot et al., 2014).

Wat betreft chronische ziekten zijn er enkele die sterk voorspellend zijn voor arbeidsuitval, met name aandoeningen aan het bewegingsapparaat (Christensen & Kallestrup-Lamb, 2012; Leijten et al., 2015). Ook het lijden aan twee of meer verschillende ziekten vergroot de kans op uitval (Leijten et al., 2013). In LASA wordt expliciet gevraagd naar acht ziekten, namelijk CARA, hart- en vaatziekten, perifeer vaatlijden, diabetes, beroerte, kanker, en de gewrichtsaandoeningen osteoartrose en reumatoïde artritis. Daarnaast kunnen deelnemers nog maximaal twee andere ziekten noemen. Van iedere ziekte is bekend of men onder behandeling van een arts is en of men er medicijnen voor gebruikt. Bovendien zijn gegevens van de huisartsen van de deelnemers beschikbaar en is er de mogelijkheid tot koppeling aan ziekenhuisopnamegegevens van de Landelijke Medische Registratie (LMR) (Galenkamp et al., 2014, Prina et al., 2012).

Informatie over functionele beperkingen in LASA betreft dagelijkse activiteiten van verschillende moeilijkheidsgraad, zoals traplopen en aan- en uitkleden. Een functionele beperking is een discrepantie tussen de capaciteit van een individu en de eisen van de omgeving. Dit betekent dat bij aanpassingen in de omgeving de beperking kan worden opgeheven. Functionele beperkingen vormen een sterke voorspeller voor arbeidsuitval (Szubert & Sobala, 2005; Van den Berg et al., 2010; Boot et al., 2014). In LASA wordt naar beperkingen in een zestal activiteiten gevraagd. Bij iedere activiteit wordt gevraagd hoeveel moeite men ermee heeft en of men er hulp bij nodig heeft. Behalve vragen over de mobiliteit worden ook zintuiglijke beperkingen nagevraagd, in concreto horen en zien (Van Sonsbeek, 1988). Daarnaast wordt een globale vraag gesteld naar gezondheidsgerelateerde belemmeringen in normale dagelijkse activiteiten (Global Activity Limitation Indicator, Van

Oyen et al., 2006). Wanneer een LASA-deelnemer werkt, geeft deze vraag informatie over arbeidsbeperkingen.

Ook leefstijlfactoren kunnen de arbeidscapaciteit van een deelnemer beperken. Te weinig lichaamsbeweging, overmatig gebruik van alcohol en roken vergroten de kans op arbeidsuitval (Robroek et al., 2015). Met name lichaamsgewicht (overgewicht en obesitas) is een belangrijke factor bij uitval via arbeidsongeschiktheid (Robroek et al., 2013). In LASA worden lengte en gewicht gemeten, waaruit de Body Mass Index wordt berekend, welke informatie geeft over obesitas. Ook worden vragen gesteld over regelmatige lichaamsbeweging zoals wandelen, fietsen en sporten, en over alcoholgebruik en rookgedrag (Visser et al., 2005).

Naast lichamelijke gezondheid wordt in LASA aandacht besteed aan geestelijke gezondheid. Psychische problemen staan bovenaan de redenen voor uitval door ziekteverzuim en arbeidsongeschiktheid, ongeacht de leeftijd (Van Rijn et al., 2014), maar zeker ook bij oudere werknemers (Leijten et al., 2015). Depressie is ook een belangrijke reden om vervroegd te stoppen met werken (Karpansalo et al., 2005; Boot et al., 2014). Omdat het cognitief functioneren met het ouder worden minder kan worden, terwijl de cognitieve eisen op de arbeidsmarkt toenemen (Den Butter et al., 2013), ook voor oudere werknemers, is het van groot belang om te beschikken over maten van cognitief functioneren. Tot dusverre is praktisch geen onderzoek bekend waarin het cognitief functioneren in verband wordt gebracht met arbeidsdeelname van oudere werknemers (Rijs et al., 2015).

Gegevens over depressieve symptomen worden in LASA verzameld met een gevalideerde vragenlijst, de Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D, Radloff, 1977; Beekman et al., 1997). De CES-D is één van de meest gebruikte vragenlijsten om depressieve symptomen te meten en om mogelijke gevallen van depressie te identificeren. De 20 items dekken de belangrijkste componenten van depressieve symptomen: depressieve stemming, schuldgevoelens en gevoelens van waardeloosheid, gevoelens van hulpeloosheid en wanhoop, verlies van eetlust, slaapstoornissen en psychomotorische retardatie (Radloff, 1977). De totale schaal loopt van 0 tot 60 waarbij het afkappunt van  $\geq 16$  wordt gebruikt om mogelijke gevallen van klinisch relevante depressie te identificeren. Dit afkappunt wordt ook aangeraden in oudere populaties (55-85 jaar) (Beekman et al., 1997).

Voor het cognitief functioneren worden in LASA diverse veelgebruikte tests gebruikt, namelijk algemeen cognitief functioneren (de MiniMental State Exam, MMSE, Folstein et al., 1975), informatieverwerkingssnelheid en geheugen (Comijs et al., 2005). In het huidige onderzoek wordt de MMSE gebruikt. Deze heeft een scorebereik van 0-30, waarbij hoge scores meer fouten betekenen, dus een slechter cognitief functioneren.

## 2.3 Factoren die de gezondheidsontwikkeling kunnen beïnvloeden

De ontwikkeling van de gezondheid van individuen hangt af van verschillende factoren en achtergrondkenmerken. Om deze ontwikkeling in kaart te kunnen brengen, is een selectie gemaakt van factoren die zowel in LASA als in het Sociaal Statistisch Bestand (SSB) beschikbaar zijn en die van invloed (kunnen) zijn op de gezondheidstoestand.

## Sociaal-demografische kenmerken

### Leeftijd

Met het stijgen van de leeftijd krijgen mensen steeds vaker en meer gezondheidsklachten. Hoewel chronische ziekten op alle leeftijden voorkomen, stijgt het percentage mensen met één of meer chronische ziekte vanaf het 40ste levensjaar. Ook lichamelijke beperkingen nemen toe met de leeftijd en het percentage dat de gezondheid als (zeer) goed ervaart neemt af (VZinfo, 2016a,b&c). In paragraaf 2.4 wordt het verloop van de gezondheid met het stijgen van de leeftijd in kaart gebracht voor de arbeidsparticipatie van ouderen. Hiervoor is als relevante leeftijdsgroep die van 55-70 jaar geselecteerd.

### Geslacht

Gezondheid verschilt tussen mannen en vrouwen. Zo lag de gemiddelde levensverwachting voor mannen in 2013 lager dan voor vrouwen. De gemiddelde levensverwachting voor mannen was 79,4 jaar en voor vrouwen 83,0 jaar. Daarentegen lag de gezonde (ervaren) levensverwachting voor mannen hoger dan voor vrouwen, namelijk 64,6 tegenover 63,5 jaar (CBS, 2016). Dit betekent dat mannen gemiddeld iets langer in goede ervaren gezondheid leven dan vrouwen. Sommige aandoeningen komen bij het ene geslacht vaker voor dan bij het andere. Zo komt depressie anderhalf keer zo vaak voor bij vrouwen en boven de 65 jaar komt kanker vaker voor bij mannen (Nationaal Kompas, 2014a&b).

### Opleidingsniveau

Het opleidingsniveau is een veelgebruikte indicator voor de hoogte van de sociaaleconomische status van mensen en is een belangrijke indicator voor gezondheidsproblemen. In de leeftijdscategorie van 50 tot 65 jaar ervaart 57 procent van de laagst opgeleiden de gezondheid als minder dan goed tegenover 17 procent van de hoogst opgeleiden (VZinfo, 2016d). Beroepsniveau hangt ook samen met de ervaren gezondheid van werknemers. Onder werknemers met een baan op een laag niveau ervaart 20 procent de gezondheid als minder dan goed en onder werknemers met een baan op een hoog niveau is dit 10 procent (Nationaal Kompas, 2014c).

### Inkomen

Inkomen is een ander aspect van de sociaaleconomische status. Een probleem bij het meten van inkomen is dat het inkomen gedurende het leven flink kan fluctueren. Een vermindering van het inkomen kan de gezondheid beïnvloeden, maar kan ook het effect zijn van een slechtere gezondheid. Bij ouderen zou inkomen echter een betere afspiegeling zijn van de sociaaleconomische status dan opleidingsniveau, omdat de opleidingskansen door de jaren zijn toegenomen en ouderen gemiddeld lager zijn opgeleid dan jongeren (Galobardes et al., 2006).

### Burgerlijke staat

Burgerlijke staat hangt volgens eerder onderzoek samen met gezondheid. Zo wees een studie op basis van Nederlandse gegevens uit dat gescheiden ouderen, (niet) recent verweduwde ouderen en ouderen zonder levenspartner een slechtere gezondheid hebben dan ouderen met levenspartner. Dit geldt voor zowel fysieke als psychische gezondheidsaspecten. Gescheiden ouderen en ouderen zonder levenspartner hebben minder steun bij hun (gezondheids)problemen dan ouderen met een partner. Dit kan de gezondheid negatief beïnvloeden (Wingen & Otten, 2009).

### **Etniciteit**

Tussen mensen met een verschillende etnische achtergrond zitten verschillen in de gezondheidsstatus. Zo ervaren allochtonen hun gezondheid beduidend slechter dan autochtonen. Met name veel Turkse en Marokkaanse mensen ervaren hun gezondheid als slecht (respectievelijk 45 en 39 procent), terwijl van de autochtone Nederlanders maar een relatief klein percentage de gezondheid als slecht ervaart (15 procent) (Nationaal Kompas, 2014d).

### **Cohort**

De periode waarin men ouder wordt heeft invloed op zowel de gezondheid als de arbeidsparticipatie. Dat kan komen door macrofactoren als de conjunctuur, de beroepstructuur, de stand van de medische kennis, of door het vigerende overheidsbeleid. Ook microfactoren verschillen tussen opeenvolgende cohorten, zoals de opleidingskansen. In de afgelopen decennia hebben hierin in Nederland duidelijke ontwikkelingen plaatsgevonden. Zo steeg in de leeftijdsgroep tussen 55 en 64 jaar het opleidingsniveau sinds 1993 significant. Alleen al tot 2003 nam het percentage ouderen in deze leeftijdsgroep met alleen lagere school af van 22 tot 19 procent bij mannen en liefst van 41 tot 23 procent bij vrouwen. Bij mannen steeg het percentage hoog opgeleiden van 21 tot 31 procent, terwijl bij vrouwen een stijging van 9 tot 13 procent plaatsvond (Hoogendijk et al., 2008). De stijging van het opleidingsniveau heeft zich sinds 2003 voortgezet en zal naar verwachting bij vrouwen langer doorgaan dan bij mannen, omdat vrouwen nog altijd een opleidingsachterstand hebben.

De arbeidsdeelname van 55- tot 65-jarigen nam tussen 1996 en 2015 sterk toe, van 39 tot 75 procent bij mannen en van 14 tot 50 procent bij vrouwen (minimaal 12 uur per week, zie CBS StatLine). Intussen veranderde het soort arbeid, van handarbeid naar meer hoofdarbeid (Den Butter & Mihaylov, 2013). Dat hangt samen met een groei van de werkgelegenheid in dienstverlenende sectoren (vooral de zakelijke dienstverlening) en een krimp van de werkgelegenheid in de traditionele sectoren landbouw, industrie en transport. Tussen 1993 en 2003 was de toename in arbeidsdeelname dan ook minder sterk bij laag opgeleiden (van 16 tot 20 procent) dan bij hoog opgeleiden (van 44 tot 57 procent) (Hoogendijk et al., 2008).

Ook in de gezondheid van deze leeftijdsgroep kan men in Nederland veranderingen waarnemen. Een groter percentage van de oudere bevolking heeft één of meer ziekten, vooral omdat de verbeterde medische zorg ertoe leidt dat men langer kan leven met chronische ziekten. Lichte functionele beperkingen zijn tussen 1993 en 2009 toegenomen, maar dat geldt niet voor ernstige beperkingen. Dit duidt erop dat mensen met een chronische ziekte wel lichte beperkingen ondervinden, maar dat ernstige beperkingen pas in een later stadium optreden (Galenkamp et al., 2012). Soortgelijke ontwikkelingen vinden ook in andere westerse landen plaats (Crimmins & Beltrán-Sánchez, 2011). In de ontwikkeling van functionele beperkingen bestaat een belangrijk verschil naar opleiding: de toename vindt vooral plaats bij lager opgeleide vrouwen (Hoogendijk et al., 2008). Ook in andere landen zijn de gezondheidsontwikkelingen gunstiger voor hoger opgeleiden (Helasoja et al., 2006).

In LASA werden de respondenten van cohort 1 in 1992 en de respondenten van cohort 2 in 2002 in het onderzoek betrokken. Uit deze cohorten zijn de leeftijdsgroepen 55-70 (cohort 1) en 55-65 (cohort 2) geselecteerd.

## Arbeid

### Arbeidsparticipatie

In een systematische literatuurstudie is op basis van nationale en internationale prospectieve literatuur aangetoond dat werken een positief effect heeft op het psychisch welbevinden en op de gezondheid in het algemeen (Van der Noordt et al., 2014). Hierbij moet echter wel rekening worden gehouden met het 'healthy worker effect', hetgeen inhoudt dat gezonde mensen vaker een baan hebben omdat ernstig zieken of beperkten al eerder gestopt zijn met werken (Last, 1995). Daarbij kunnen ongunstige arbeidsomstandigheden ook negatieve effecten hebben op de gezondheid, zowel tijdens het werkende leven als erna. Vooral schadelijke stoffen, passief roken, hoge werkdruk, zware lasten tillen, lawaai en gepest worden leiden relatief vaak tot gezondheidsklachten, beroepsziekten, ziekteverzuim en arbeidsongeschiktheid (Harbers & Hoeymans, 2014).

### Arbeidsongeschiktheid

Arbeidsongeschiktheid is per definitie gerelateerd aan gezondheid, omdat mensen vanwege gezondheidsredenen niet meer (voltijds) kunnen werken. Het is te verwachten dat personen die arbeidsongeschikt zijn een minder goede gezondheid ervaren.

### Werkloosheid

Werkloosheid wordt vaak in verband gebracht met ongezondheid. Zo hebben ongezondere werknemers een grotere kans om hun baan te verliezen (Harbers & Hoeymans, 2014) en is het voor ongezonde werklozen moeilijker om een nieuwe baan te vinden. Ook blijkt dat ongezonde werklozen stabiel blijven in hun ervaren gezondheidsniveau, terwijl de gezondheid van werklozen die weer aan het werk gaan verbetert (Schuring et al., 2011).

### Aantal werkuren

Als het gaat om het aantal uren betaald werk dat men per week verricht, zijn er aanwijzingen uit een Nederlandse studie dat er een punt is van waar af langer werken een negatief effect heeft op de gezondheid. Dit omslagpunt ligt op 38 uur bij mannen en op 33 uur bij vrouwen. Er komt ook naar voren dat meer uren werken dan men wenst schadelijk is voor de gezondheid, en dat minder uren werken dan gewenst voor mannen een gunstig effect heeft (Collewet & De Koning, 2011).

### Arbeidsbelasting

De arbeidsbelasting kan, indien de belasting en het verwerkingsvermogen niet meer in balans zijn, van invloed zijn op de gezondheid (Van Dijk et al., 1990). Fysieke belasting omvat gebruik van kracht, werken in een ongemakkelijke houding, zwaar tillen, herhaalde bewegingen, bukken, knielen, hurken en draaien. De eerste twee arbeidskenmerken zijn voorspellend voor functionele beperkingen en ervaren gezondheid (Aittomäki et al., 2005; Rijs et al., 2014). Van de overige kenmerken is aangetoond dat zij voorspellend zijn voor gewrichtsslijtage (artrose), met name in de knie en de heup (Allen et al., 2010; Palmer, 2012; Rijs et al., 2014). Psychische belasting wordt veelal samengevat als stress, waarbij met name 'iso-strain', de combinatie van hoge psychische belasting en lage psychosociale steun, de arbeidsdeelname kan beïnvloeden (Karasek & Theorell, 1990). Uit empirisch onderzoek blijkt dat iso-strain samenhangt met hoge bloeddruk en cardiovasculaire aandoeningen (Clays et al., 2007; Gilbert-Ouimet et al., 2014; Rijs et al., 2014) en depressie (Aittomäki et al., 2005; De Jonge et al., 2000). Belasting van het geheugen blijkt voorspellend voor de ervaren gezondheid (Ihle et al., 2015).



### Dienstverband

Ook het type dienstverband kan van invloed zijn op de gezondheid van werkenden. Uit grootschalige enquêtes van TNO (de NEA en de ZEA) blijkt dat werknemers een hogere kans hebben op een burn-out dan ZZP'ers. Van de werknemers met een vaste arbeidsrelatie heeft 14,9 procent serieuze burn-out klachten en van de werknemers met een flexibele arbeidsrelatie 12,2 procent. Onder ZZP'ers is dit percentage 7,1 procent (Van der Torre et al., 2016).

### Leiding geven

Leidinggevendenden hebben vaak zeggenschap over het aannemen en ontslaan van medewerkers en over hun salaris. Uit een Amerikaans onderzoek blijkt dat dit bij vrouwen voor depressieve klachten kan zorgen. Bij mannen is het juist andersom, zij ervaren meer depressieve klachten wanneer zij geen leidinggevende functie hebben (Pudrovska & Karraker, 2014).

## 2.4 Ontwikkeling van gezondheid met leeftijd

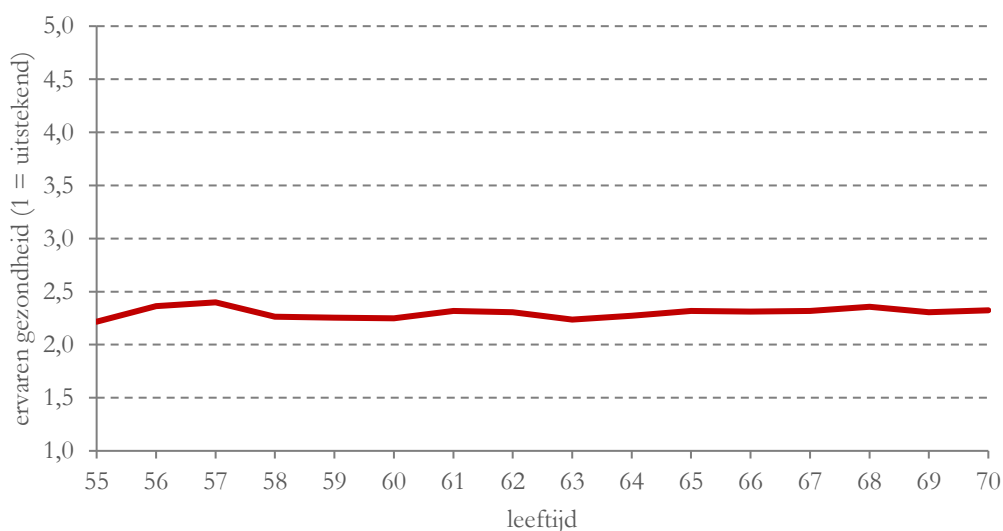
De mate waarin gezondheid van invloed is op de arbeidsparticipatie, is voor een belangrijk deel afhankelijk van de ontwikkeling van gezondheid over leeftijd. Welke gezondheidsaspecten beginnen meer op te spelen naarmate de leeftijd vordert? In deze paragraaf wordt met LASA-gegevens onderzocht hoe de relatie is tussen gezondheid en leeftijd. Dit wordt gedaan voor de volgende gezondheidsmaten in LASA: subjectief ervaren gezondheid, functionele beperkingen, depressieve klachten, aanwezigheid van chronische ziekten in het algemeen, hartziekten, longziekten, vasculaire aandoeningen (vaatziekten), diabetes (suikerziekte), Cerebro Vasculair Accident (CVA, ofwel beroerte), osteoartrose (gewrichtsaandoeningen), reumatoïde artritis, kanker, ziekenhuisopname in het laatste half jaar voorafgaand aan het interview en medicijngebruik. Dit zijn gezondheidsmaten die ook beschikbaar zijn in de Gezondheidsenquête van het CBS. Ten slotte wordt gekeken naar de additionele gezondheidsmaten 'beperkingen wegens gezondheidsproblemen in dagelijkse activiteiten' en cognitief functioneren.

Allereerst worden de gemiddelde scores op de gezondheidsmaten op grafische wijze uitgezet tegen leeftijd (55-70 jaar). Hiermee wordt een eerste indruk verkregen van de ontwikkeling van de gezondheid met het stijgen van de leeftijd. In een oogopslag kan worden gezien of de gezondheid van mensen achteruit gaat of dat bepaalde aandoeningen vaker voorkomen met het stijgen van de leeftijd. Vervolgens wordt de invloed van leeftijd op de geselecteerde gezondheidsmaten getoetst middels Generalized Estimating Equation (GEE) analyses (zie Tabel 2.2). Met deze methode kunnen meerdere observaties van dezelfde respondenten in de tijd worden meegenomen, waarbij rekening wordt gehouden met de afhankelijkheid van observaties binnen één persoon. De statistische significantie van deze relatie tussen leeftijd en de verschillende gezondheidsmaten wordt uitgedrukt met een p-waarde. Indien de p-waarde lager is dan 0,05 wordt gesproken over een significante relatie. Om de grootte van het effect uit te drukken wordt voor de continue uitkomstmaten een regressiecoëfficiënt gepresenteerd ( $\beta$ ) en voor dichotome uitkomstmaten een regressiecoëfficiënt ( $\beta$ ) en een Odds Ratio (OR), zie Tabel 2.2.

### Ervaren gezondheid

In Figuur 2.1 is de gemiddelde ervaren gezondheid weergegeven. Ervaren gezondheid is gemeten op een schaal van 5, waarin 1 een uitstekende ervaren gezondheid betreft en 5 een slechte ervaren gezondheid. In de figuur is goed te zien dat de gemiddelde ervaren gezondheid redelijk constant blijft met het stijgen van de leeftijd. Een uitzondering hierop zijn de 56- en 57-jarigen, waarbij de gemiddelde ervaren gezondheid iets slechter is. Deze fluctuatie wordt onder andere veroorzaakt doordat er een kleiner aantal mensen van deze jongere leeftijd in de data aanwezig is. Wanneer er wordt getoetst op significantie zien we dat de ervaren gezondheid niet significant verandert met het stijgen van de leeftijd voor de leeftijdscategorie 55 tot en met 70 jaar, zie Tabel 2.2.

**Figuur 2.1** De gemiddelde ervaren gezondheid is redelijk constant over de leeftijd

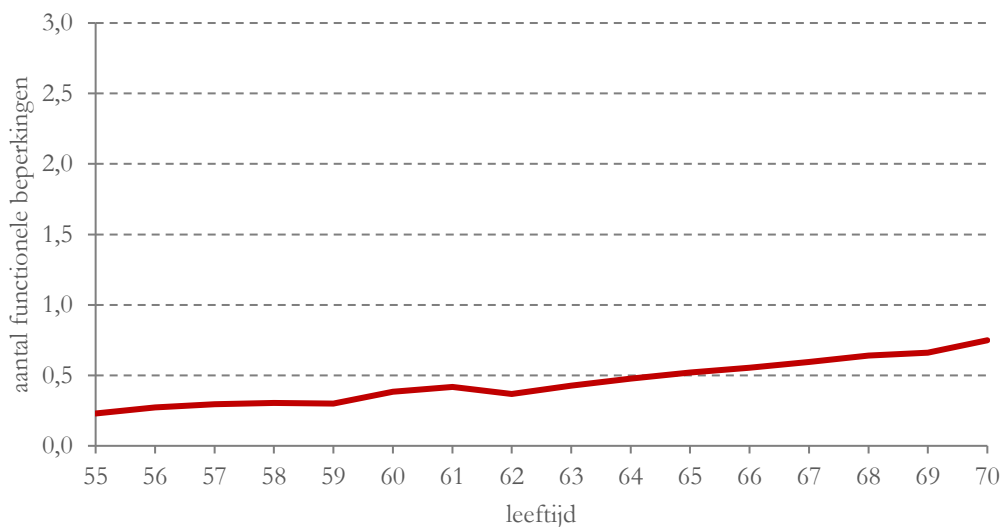


Bron: LASA-data. Ervaren gezondheid is gemeten op een discrete schaal van 1 tot en met 5, waarbij 1 een uitstekende ervaren gezondheid betreft en 5 een slechte ervaren gezondheid

### Functionele beperkingen

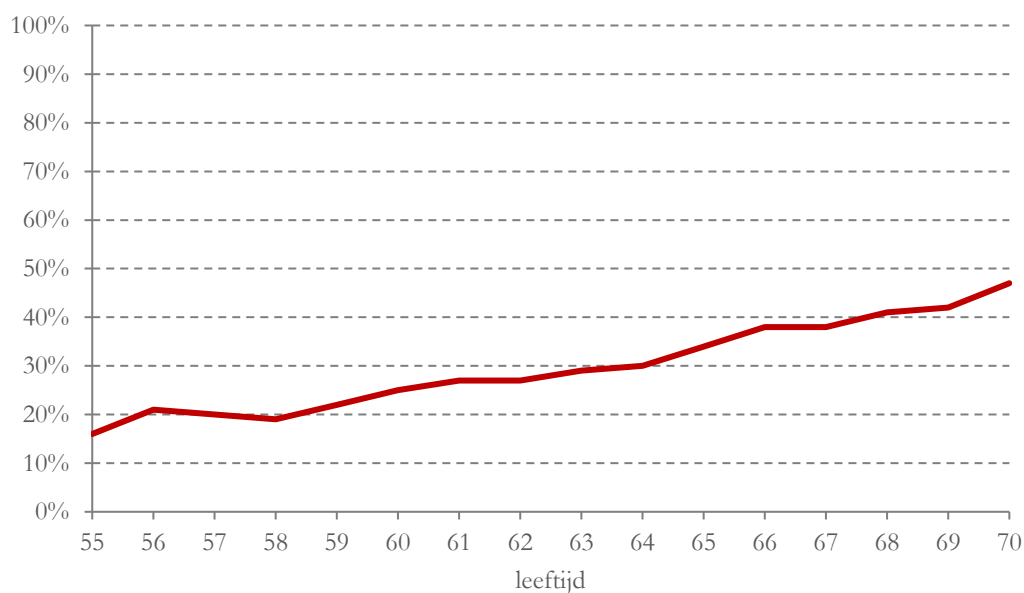
Om functionele beperkingen te meten zijn de volgende drie functies nagevraagd: het op- en aflopen van een trap van 15 treden zonder stil te staan, knippen van de eigen teennagels en het gebruiken van eigen of openbaar vervoer. Deze drie activiteiten vormen samen een goede weergave van het construct functionele beperkingen (Kriegsman et al., 1997). Wanneer de respondenten enige moeite rapporteren met een functie, wordt dit als functionele beperking gezien. In Figuur 2.2 is het aantal functionele beperkingen uitgezet over leeftijd en is te zien dat het gemiddelde aantal functionele beperkingen stijgt. Ook het percentage personen met ten minste één functionele beperking stijgt met de leeftijd, van ongeveer 16 procent naar 47 procent, zie Figuur 2.3. In Tabel 2.2 is te zien dat beide maten van functionele beperkingen ook significant stijgen met de leeftijd. Met het stijgen van elk levensjaar is de kans op het hebben van ten minste één functionele beperking 1,1 keer zo hoog ten opzichte van het jaar ervoor. Dit betekent bijvoorbeeld dat iemand van 65 jaar een 2,6 keer zo hoge kans heeft op het hebben van een functionele beperking ten opzichte van iemand van 55 jaar.

**Figuur 2.2** Gemiddeld aantal functionele beperkingen stijgt over de leeftijd



Bron: LASA-data

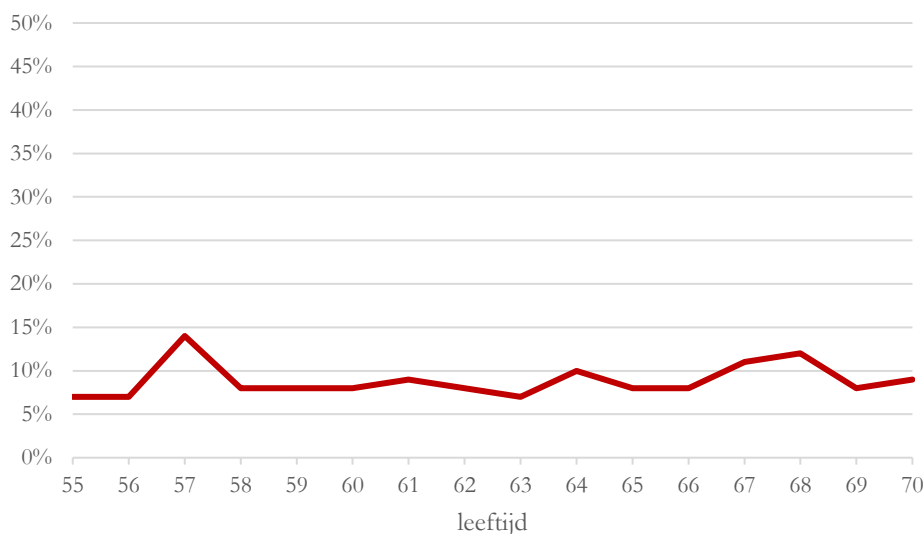
**Figuur 2.3** Percentage met ten minste één functionele beperking neemt toe met de leeftijd



Bron: LASA-data

### Depressieve klachten

Depressieve klachten zijn gemeten met de Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D). In Figuur 2.4 is het aandeel personen met een klinisch relevante depressie gepresenteerd. In de figuur is te zien dat het percentage met een depressie rond de 10 procent ligt voor alle leeftijden. Er wordt dan ook geen significant verschil naar leeftijd geobserveerd, zie Tabel 2.2.

**Figuur 2.4** Percentage met een klinische depressie constant over de leeftijd

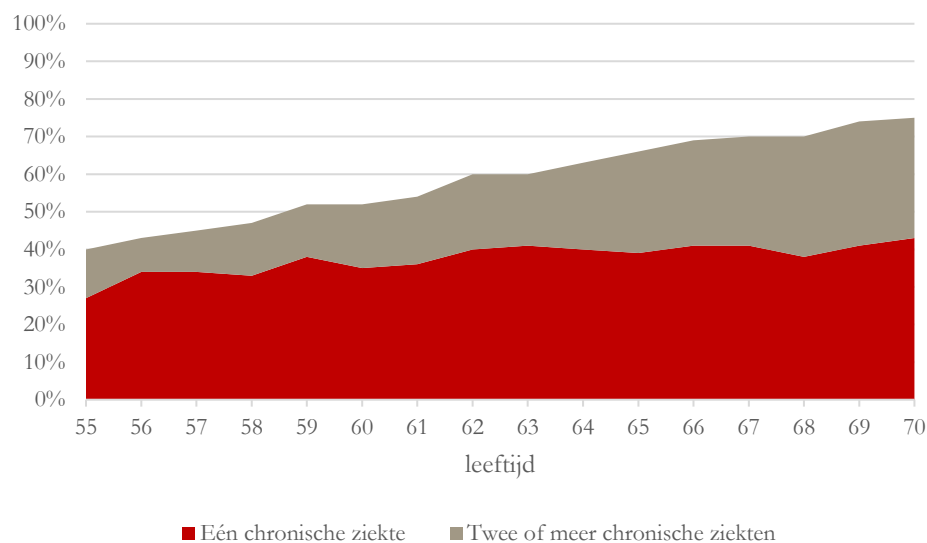
Bron: LASA-data, een hogere score op de schaal van depressie betekent de aanwezigheid van meer depressieve symptomen.

### Chronische ziekten

In Figuur 2.5 is te zien dat mensen met het ouder worden vaker te maken krijgen met één of meerdere chronische ziekten. Het aandeel personen met tenminste één chronische ziekte stijgt van 40 procent op 55-jarige leeftijd naar 74 procent op 70-jarige leeftijd. Deze stijging weerspiegelt dat oudere mensen vaker een chronische ziekte krijgen en vaker meerdere ziekten tegelijkertijd hebben (multimorbiditeit). De stijging van zowel het hebben van een chronische ziekte als het aantal chronische ziekten met de leeftijd is sterk significant, zie Tabel 2.2.

Als naar de verschillende chronische ziekten apart wordt gekeken, dan zien we dat zeven van de acht ziekten een significante stijging met het stijgen van de leeftijd laten zien, zie Tabel 2.2. Alleen reumatoïde artritis blijft redelijk constant over de leeftijd. De grootste relatieve stijging is te zien bij CVA (beroerte). Elk levensjaar wordt de kans op het krijgen van een beroerte 1,1 keer zo hoog. Dit betekent dat iemand van 65 jaar een 2,6 keer zo hoge kans op het krijgen van een beroerte heeft ten opzichte van iemand van 55 jaar. Na CVA wordt de hoogste relatieve stijging over leeftijd gevonden bij achtereenvolgens kanker, diabetes, osteoartrose, hartziekten, vasculaire aandoeningen en longziekten. De grootste procentuele stijging is te zien bij osteoartrose. Van het 55ste tot en met het 70ste levensjaar stijgt het aantal mensen met osteoartrose met meer dan 20 procentpunten, van 21 procent naar 43 procent, zie Tabel 2.1. Het percentage personen met een hartziekte stijgt met 14 procentpunten van 6 procent naar 20 procent. Voor reumatoïde artritis wordt geen significante ontwikkeling over leeftijd vastgesteld.

**Figuur 2.5** Met name het percentage personen met twee of meer chronische ziekten stijgt over de leeftijd



Bron: LASA-data

**Tabel 2.1** Stijging van het aandeel personen met specifieke chronische ziekten over leeftijd

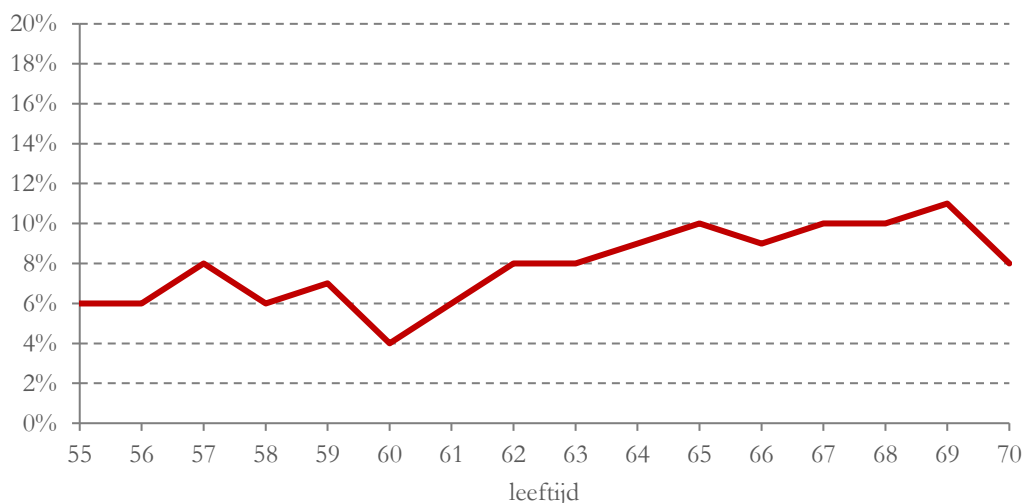
Leeftijd	Longziekte	Hartziekte	Vasculair	Diabetes	CVA	Osteoartrose	Reuma	Kanker
55	4%	6%	4%	3%	1%	21%	10%	6%
56	6%	5%	2%	4%	3%	19%	8%	4%
57	5%	13%	5%	5%	2%	25%	6%	4%
58	8%	9%	5%	5%	2%	24%	7%	7%
59	9%	9%	5%	3%	3%	30%	8%	6%
60	10%	15%	6%	7%	2%	29%	7%	9%
61	9%	13%	6%	7%	2%	29%	7%	9%
62	12%	13%	7%	5%	4%	34%	9%	9%
63	9%	18%	8%	7%	2%	34%	9%	7%
64	10%	18%	7%	10%	3%	36%	6%	12%
65	16%	16%	7%	7%	4%	40%	9%	12%
66	12%	22%	7%	10%	4%	42%	10%	12%
67	11%	19%	8%	11%	4%	41%	7%	15%
68	13%	20%	10%	9%	5%	46%	10%	13%
69	11%	24%	8%	11%	6%	44%	10%	14%
70	13%	20%	7%	13%	6%	43%	8%	15%

Bron: LASA-data

### Ziekenhuisopname

Het percentage mensen dat in het laatste half jaar voorafgaand aan het LASA-interview is opgenomen in een ziekenhuis, stijgt significant met het stijgen van de leeftijd, zie Tabel 2.2. De stijging wordt naar het lijkt ingezet vanaf het 61<sup>ste</sup> levensjaar, zie Figuur 2.6. Van de 61-jarigen is 6 procent in het afgelopen half jaar opgenomen geweest en van de 69-jarigen is dat 11 procent.

**Figuur 2.6** Percentage met een ziekenhuisopname in het half jaar voorafgaand aan het LASA-interview stijgt met de leeftijd

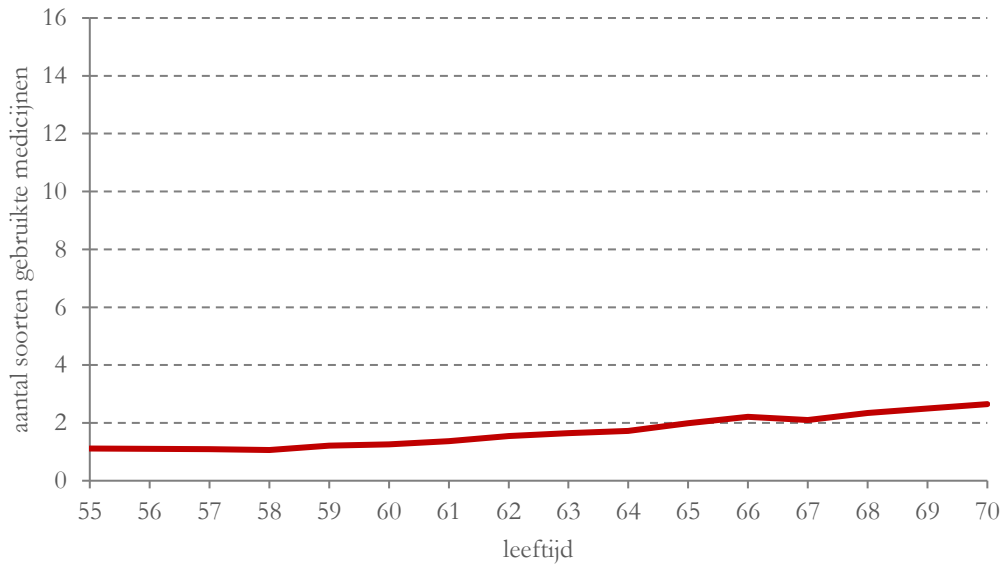


Bron: LASA-data

### Medicijngebruik

In Figuur 2.7 is te zien dat het gebruik van medicijnen toeneemt met het stijgen van de leeftijd. Op het 55ste levensjaar gebruiken mensen gemiddeld 1,1 soorten medicijnen (van de 16 onderscheiden soorten), op het 70ste levensjaar zijn dat 2,6 soorten medicijnen. Tabel 2.2 laat zien dat deze stijging significant is.

**Figuur 2.7** Gemiddelde gebruik van het aantal soorten medicijnen (0-16) stijgt over leeftijd

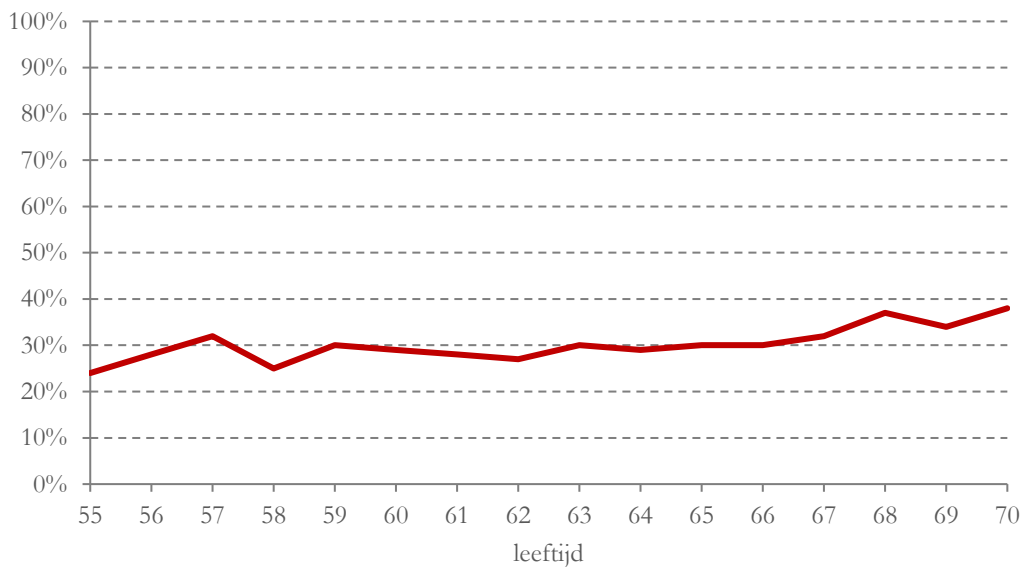


Bron: LASA-data

### **Beperkingen in activiteiten**

Figuur 2.8 toont dat het aandeel personen met lichte of ernstige beperkingen ten gevolge van gezondheidsproblemen toeneemt met het stijgen van de leeftijd. Het betreft hierbij beperkingen die ten minste drie maanden duren. De toename van 24 naar 38 procent is significant, zie Tabel 2.2.

**Figuur 2.8** Percentage met lichte of ernstige beperkingen bij activiteiten neemt licht toe met de leeftijd

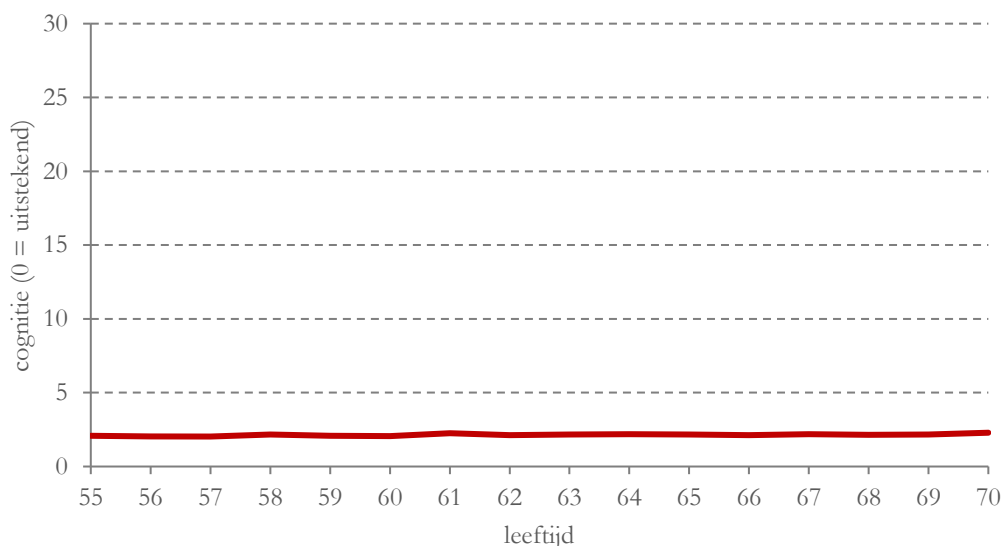


Bron: LASA-data

### Cognitie

De gemiddelde score van de Mini Mental State Exam (MMSE), waarmee cognitie wordt getest, is voor 55-jarigen 2,1 en voor 70-jarigen 2,3 (op een schaal van 0 tot 30), zie Figuur 2.9. Dat betekent slechts een geringe verslechtering. Het verband met leeftijd is dan ook niet significant, zie Tabel 2.2.

**Figuur 2.9** Gemiddelde score op schaal voor cognitie (0-30) neemt niet significant toe over de leeftijd



Bron: LASA-data

### Arbeidsbeperkingen door gezondheidsaspecten

Om te onderzoeken of gezondheidsaspecten arbeidsbeperkingen opleveren, zijn respondenten van LASA geselecteerd die op baseline (T1) werkten en bij de follow-up na drie jaar (T2) nog steeds werkten of (geheel of gedeeltelijk) arbeidsongeschikt waren geworden. Er zijn alleen respondenten geïncludeerd die op T2 jonger dan 65 jaar zijn, omdat na het 65ste levensjaar de WAO/WIA (destijds) overging in de AOW. Van de 287 beschikbare respondenten die werkten op T1, bleken er slechts 18 arbeidsongeschikt te zijn geraakt op T2. De overige 269 respondenten waren op T2 nog steeds werkzaam. Door het kleine aantal arbeidsongeschikten zouden de analyses van de rol van gezondheidsaspecten erg onzekere resultaten opleveren. Deze zijn hier daarom achterwege gelaten.



**Tabel 2.2** Resultaten van univariate analyses voor de relatie tussen leeftijd en gezondheid (aantal respondenten = 2555; aantal respondent-observaties = 7440)

<b>Gezondheidsmaten</b>	<b><math>\beta</math></b>	<b>Odds Ratio na 1 jaar</b>	<b>Odds Ratio na 5 jaar</b>	<b>Odds Ratio na 10 jaar</b>	<b>p-waarde</b>
<b>Ervaren gezondheid</b>					
Schaal 1-5	0,004				0,141
Minder dan goed vs. goed	0,002	1,002	1,010	1,020	0,697
<b>Functionele beperkingen</b>					
Schaal 0-3	0,034				<0,001*
Aanwezig vs. afwezig	0,097	1,102	1,625	2,641	<0,001*
<b>Depressieve symptomen</b>					
Schaal 0-21	0,011				0,246
Aanwezig vs. afwezig	0,014	1,014	1,072	1,149	0,225
<b>Chronische ziekten</b>					
Schaal 0-8	0,054				<0,001*
Aanwezig vs. afwezig	0,102	1,108	1,670	2,789	<0,001*
<b>Longziekten</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,041	1,041	1,223	1,495	<0,001*
<b>Hartziekten</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,069	1,071	1,409	1,986	<0,001*
<b>Vasculaire aandoeningen</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,048	1,049	1,270	1,613	<0,001*
<b>Diabetes</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,080	1,083	1,490	2,220	<0,001*
<b>CVA</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,096	1,101	1,618	2,617	<0,001*
<b>Osteoartrose</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,077	1,080	1,469	2,159	<0,001*
<b>Reumatoïde artritis</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,014	1,014	1,223	1,495	0,195
<b>Kanker</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,086	1,089	1,532	2,346	0,000*
<b>Ziekenhuisopname (in afgelopen half jaar)</b>					
Ja vs. nee	0,042	1,043	1,234	1,524	0,000*
<b>Medicijngebruik</b>					
Schaal 0-16	0,121				0,000*
<b>Beperkingen in activiteiten</b>					
Aanwezig vs. afwezig	0,034	1,034	1,182	1,397	0,000*
<b>Cognitief functioneren</b>					
Schaal 0-30	0,009				0,096

Bron: LASA-data.

\* Significante relatie ( $p < 0,05$ ). De Odds Ratio (OR) kan geïnterpreteerd worden als een kansverhouding. Een OR > 1 betekent een verhoogde kans en een OR < 1 betekent een verlaagde kans ten opzichte van de referentiegroep. Let wel: de OR geeft een overschatting van de kans, wanneer de gezondheidsmaat een prevalentie heeft van >15%.

## 2.5 Gezondheid als verklaring voor arbeidsparticipatie

In deze paragraaf wordt nader ingegaan op de ontwikkeling van een viertal gezondheidsmaten over de leeftijd, om als verklaring te kunnen dienen voor de arbeidsparticipatie- en uittredingsbeslissing in Hoofdstuk 3. De vier gezondheidsmaten zijn de (subjectief) ervaren gezondheid, de aanwezigheid van chronische ziekten, functionele beperkingen en geestelijke gezondheid. Deze gezondheidsmaten weerspiegelen de eerder genoemde dimensies: algemene gezondheid versus arbeidsgerelateerde gezondheid en gezondheidsgerelateerde arbeidsbeperkingen, subjectieve gezondheid versus objectieve gezondheid en lichamelijke gezondheid versus geestelijke gezondheid.

Voor deze gezondheidsaspecten worden eerst met puur beschrijvende data de ontwikkelingen over de leeftijd weergegeven, uitgesplitst naar enkele relevante achtergrondkenmerken. Vervolgens worden deze ontwikkelingen gemodelleerd met behulp van een paneldata model, waarin met alle relevante achtergrondkenmerken rekening wordt gehouden. Deze gemodelleerde gezondheidsprofielen worden in figuren gepresenteerd, uitgesplitst naar arbeidsmarktstatus. De modelspecificatie wordt in detail weergegeven in Bijlage B. Details over de constructie van deze voorspelde gezondheidsprofielen zijn te vinden in Bijlage C.<sup>3</sup>

### Ervaren gezondheid

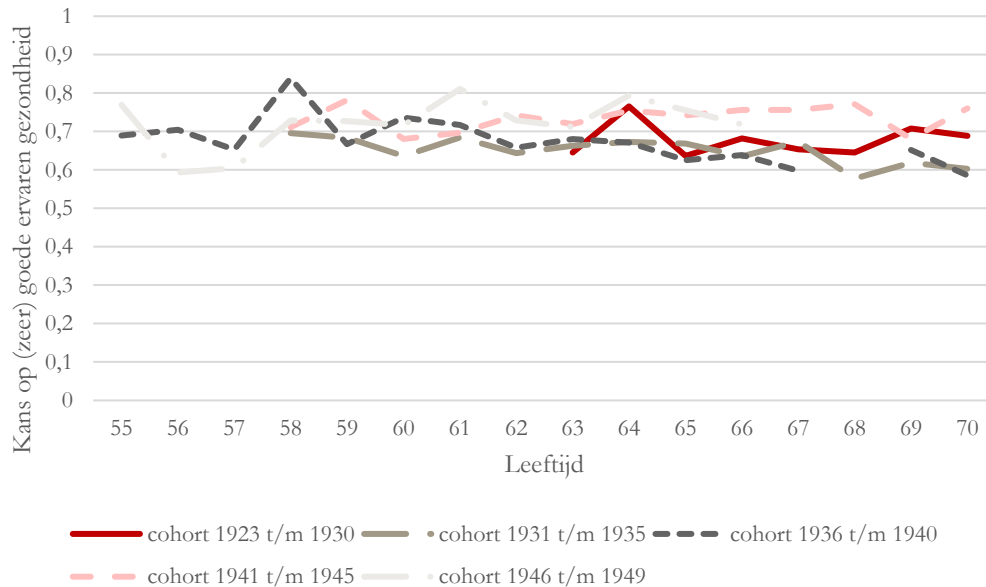
Figuur 2.10 beschrijft de ontwikkeling van de gemiddelde kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid met leeftijd zoals dat wordt geobserveerd in het LASA-analysebestand, uitgesplitst naar diverse geboortecohorten, maar zonder verdere correctie voor achtergrondkenmerken. Er is geen sterk cohorteffect in de figuur waar te nemen. Er is wel een licht dalende trend met leeftijd te zien, maar deze is beperkt. Belangrijk om op te merken is dat de trend met leeftijd ook ontwikkelingen over de tijd kan bevatten, omdat personen gevolgd worden in de tijd. Wanneer de ontwikkeling in ervaren gezondheid apart wordt bekeken voor werkenden, arbeidsongeschikten en personen die om overige redenen niet werken, volgt het patroon in Figuur 2.11. Om de figuur overzichtelijk te houden, is hierin geen onderscheid gemaakt naar observatiejaar of naar de verschillende geboortecohorten. Bovendien is geen sprake van een correctie naar andere achtergrondkenmerken. Figuren met de trend in het aandeel werkenden, het aandeel arbeidsongeschikten en het aandeel overig niet-werkenden voor diverse geboortecohorten zijn te vinden in Bijlage A.1.

Voor werkenden en personen die om redenen anders dan arbeidsongeschiktheid niet werken is nauwelijks een patroon in ervaren gezondheid met leeftijd zichtbaar. Arbeidsongeschikten geven gemiddeld minder vaak aan in (zeer) goede gezondheid te verkeren, alhoewel de ervaren gezondheid wel iets lijkt te verbeteren met de leeftijd. Dit zou te maken kunnen hebben met selectie (vooral de gezondere arbeidsongeschikten zouden kunnen blijven participeren in het LASA-onderzoek), maar kan ook samenhangen met het feit dat het de *ervaren* gezondheid betreft. Ervaren gezondheid wordt vaak relatief beoordeeld, ten opzichte van anderen in dezelfde leeftijdsgroep (zie bijvoorbeeld Lindeboom & Kerkhoffs, 2009). Dat zou eveneens het constante verloop met leeftijd kunnen

<sup>3</sup> In dit hoofdstuk zijn telkens figuren van voorspelde gezondheidsontwikkelingen gemaakt op basis van een model waarin leeftijd kwadratisch is opgenomen. De beslissing voor een kwadratische specificatie is genomen na modelschattingen met dummy's voor tweejaarsleeftijdscategorieën te hebben bekeken en de verklaringskracht van diverse modellen te hebben vergeleken. Figuren met voorspelde profielen voor deze specificaties zijn opgenomen in Bijlage B.

verklaren. De mate waarin de mogelijkheden van arbeidsongeschikten afwijken van die van hun leeftijdsgenoten kan met leeftijd veranderen.

**Figuur 2.10** In de data zit nauwelijks een patroon naar leeftijd in de kans op (zeer) goede ervaren gezondheid



Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

Op de gegevens achter Figuur 2.10 en Figuur 2.11 is een paneldata model geschat om de ontwikkeling in ervaren gezondheid te verklaren uit leeftijd, geboortecohort, geslacht, burgerlijke staat, arbeidsmarktstatus en, voor werkenden, arbeidsduur, werkbelasting, type dienstverband en leidinggevende taken. De modelschattingen laten zien dat de kans op een goede of zeer goede ervaren gezondheid eerst toeneemt met leeftijd, terwijl er sprake is van een afname vanaf ongeveer 62 jaar, zie Bijlage B. De ontwikkeling met leeftijd is echter bescheiden in omvang.<sup>4</sup>

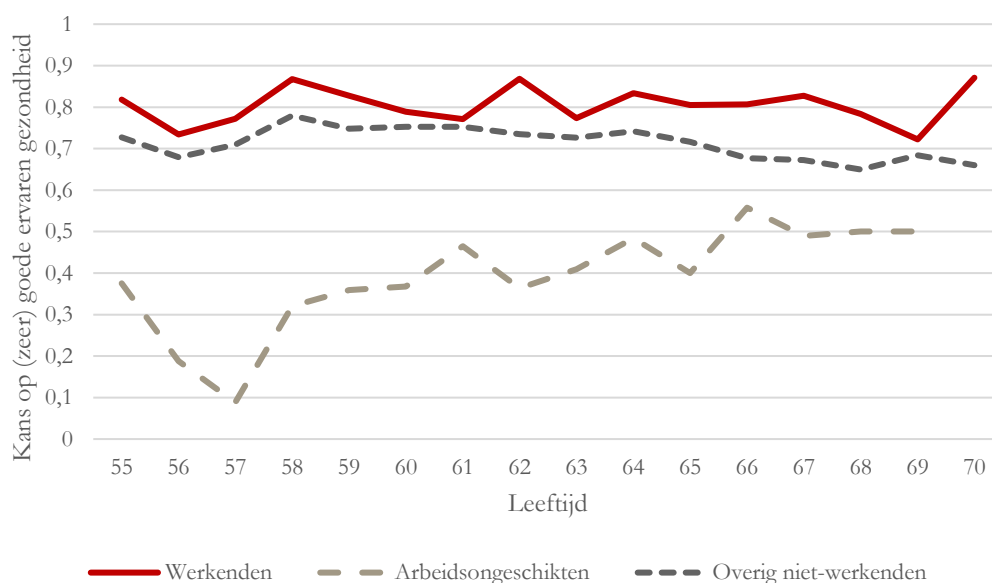
De modelschattingen kunnen worden vertaald in gestileerde gezondheidsprofielen die voor de hele populatie de verwachte ontwikkeling in gezondheid met leeftijd illustreren voor verschillende arbeidsmarktsituaties.<sup>5</sup> Omdat er beperkt gegevens over gezondheid in de microdata van het CBS beschikbaar zijn en omdat geobserveerde gezondheid samenhangt met de daadwerkelijke arbeidsmarktstatus, bieden deze gezondheidsprofielen de mogelijkheid om de rol van gezondheid in de arbeidsparticipatiebeslissing te analyseren. Toepassing van het geschatte model op alle personen in

<sup>4</sup> Het opnemen van interactietermen tussen leeftijd en arbeidsmarktstatus in het model maakt het mogelijk om het leeftijds patroon met arbeidsmarktstatus te laten variëren. Gegeven de geobserveerde trends in de beschrijvende figuren zou dit een waardevolle uitbreiding van het model kunnen zijn. De aantallen waarnemingen zijn echter beperkt, zodat ervoor gekozen is deze interactietermen niet op te nemen.

<sup>5</sup> De gestileerde gezondheidsprofielen worden voor ieder persoon in iedere mogelijke arbeidsmarktstatus berekend. De daadwerkelijk geobserveerde arbeidsmarktstatus wordt hierin dus niet gebruikt. Dat maakt dat de niveaus in de beschrijvende statistieken naar geobserveerde arbeidsmarktstatus (Figuur 2.11) niet te vergelijken zijn met de niveaus in de gestileerde gezondheidsprofielen (Figuur 2.12). Uiteindelijk benut het arbeidsparticipatiemodel uitsluitend de gezondheidsprofielen van werkenden.

het LASA-analysebestand levert voorspelde ontwikkelingen in ervaren gezondheid op zoals weergegeven in Figuur 2.12, uitgesplitst naar werkenden, arbeidsongeschikten en personen die om andere redenen niet werken. De voorspelde kans op een goede of zeer goede ervaren gezondheid is aanzienlijk lager voor arbeidsongeschikten dan voor werkenden en personen die om overige redenen niet werken. Het verschil in de voorspelde profielen is echter kleiner dan in de beschrijvende data zichtbaar werd, doordat het model voor mogelijke selectie-factoren corrigeert. Belangrijk om op te merken is dat de ontwikkeling in de kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid met leeftijd ook nog een ontwikkeling over tijd kan bevatten. De data en het gebruikte model laten namelijk niet toe om zowel een cohort-effect, een leeftijdseffect als een tijdseffect te schatten.

**Figuur 2.11** In de data beperkt patroon naar leeftijd voor werkenden en overig niet-werkenden

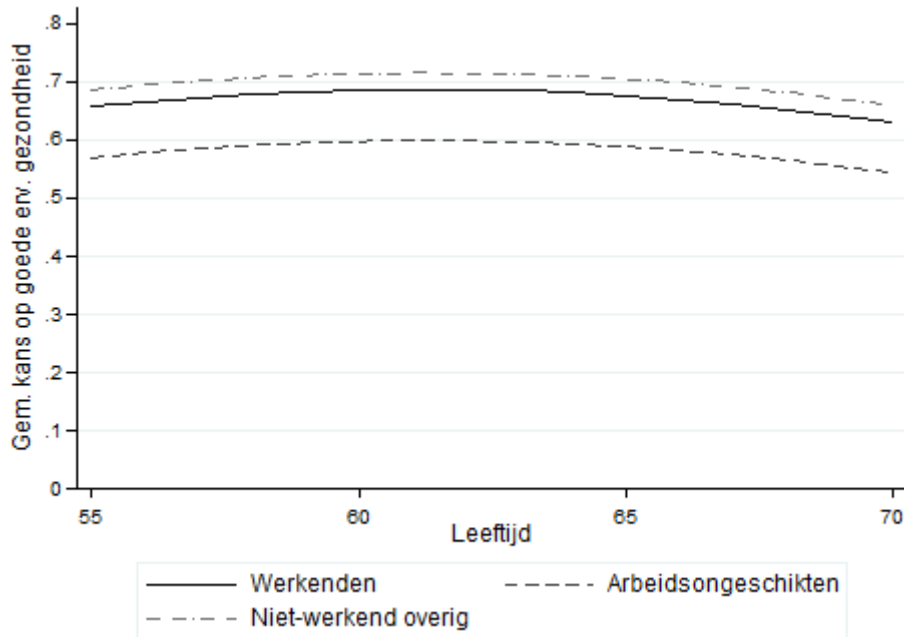


Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

Voor de stabiliteit van ervaren gezondheid met het stijgen van de leeftijd zijn verschillende verklaringen te geven. De beantwoording van vragen naar subjectieve gezondheid door respondenten kan afhangen van de arbeidsmarktpositie. Ook vinden veel ouderen dat een verslechtering van de objectieve gezondheid bij de leeftijd hoort en vertalen dat niet in een slechter oordeel over de eigen gezondheid. Op die manier kunnen zij hun gezondheid toch als positief beoordelen.<sup>6</sup>

<sup>6</sup> Zie bijvoorbeeld op <http://www.nationaalkompas.nl/gezondheid-en-ziekte/functioneren-en-kwaliteit-van-leven/ervaren-gezondheid/hoeveel-gezond/>, geraadpleegd op 6 oktober 2016.

Figuur 2.12 Gestileerd gezondheidsprofiel ervaren gezondheid: beperkte ontwikkeling met stijgende leeftijd in de kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid



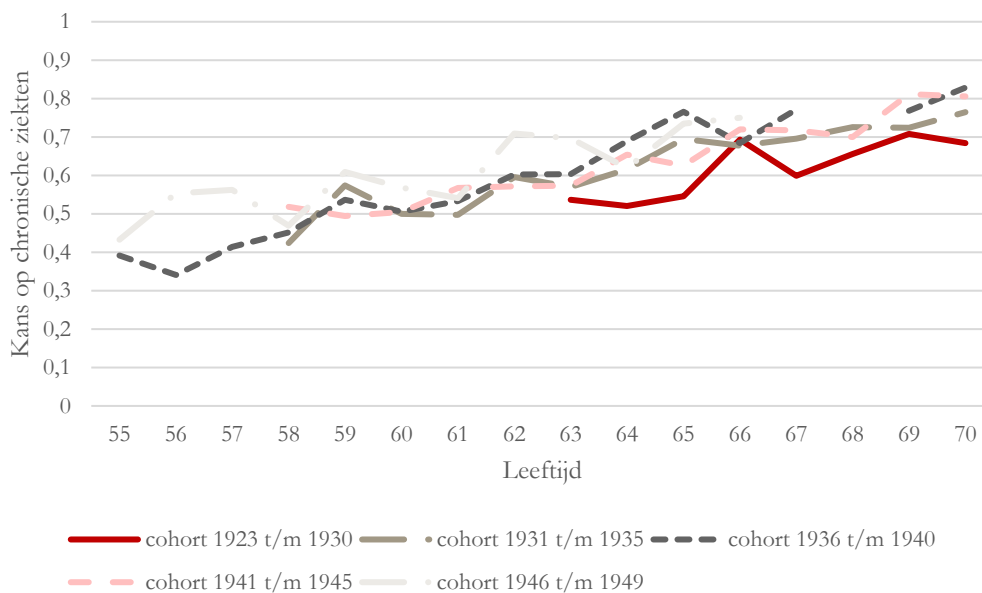
Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen

## Chronische ziekten

In het LASA-analysebestand is een duidelijke toename in de gemiddelde kans op chronische ziekten met leeftijd zichtbaar. De leeftijdsontwikkeling in de gemiddelde kans op één of meer chronische ziekten is, uitgesplitst naar geboortecohort, weergegeven in Figuur 2.13. Er is geen sterk verschil te zien tussen de verschillende cohorten, maar wel dat de kans toeneemt van 0,4 rond 55-jarige leeftijd tot ongeveer 0,7 op 70-jarige leeftijd.

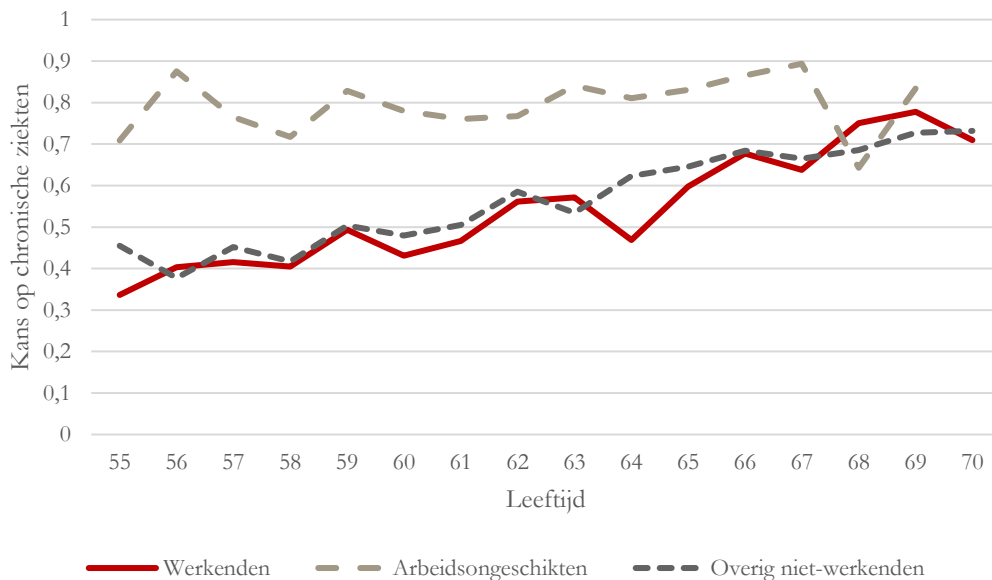
De frequentie waarmee chronische ziekten voorkomen verschilt behoorlijk naar arbeidsmarktstatus. Figuur 2.14 geeft aan dat arbeidsongeschikten vaker één of meer chronische ziekten hebben dan werkenden en personen die om andere redenen niet werken. Op latere leeftijd zijn er weinig arbeidsongeschikten en betreft het een selectieve groep, zodat de ontwikkeling van de aanwezigheid van chronische ziekten in deze groep onzeker is. Onder werkenden en niet-werkenden om overige redenen komen chronische ziekten op latere leeftijd vaker voor.

**Figuur 2.13** Toename in de kans op chronische ziekten met stijgende leeftijd voor alle cohorten in de data



Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

**Figuur 2.14** Arbeidsongeschikten hebben in de data vaker chronische ziekten

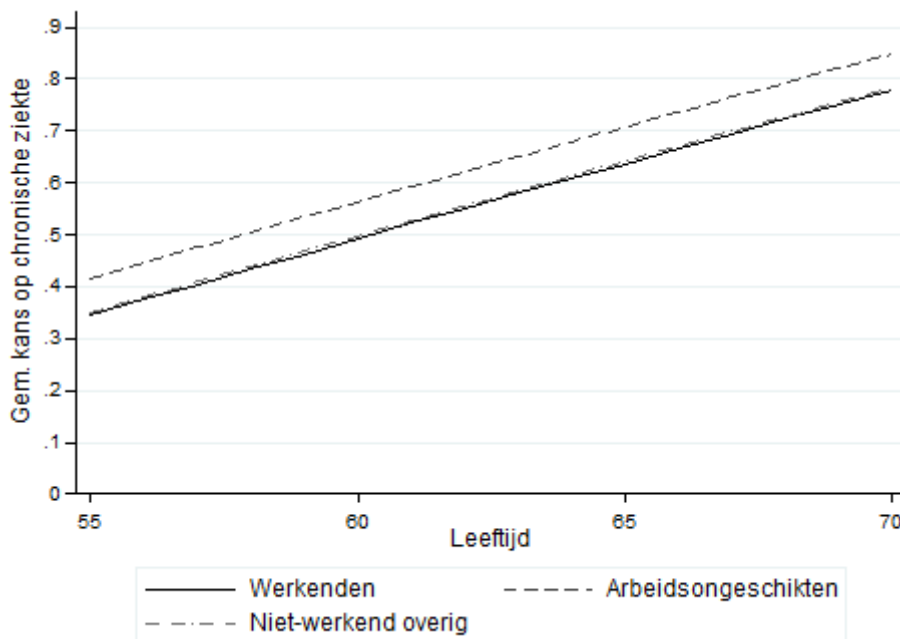


Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

Ook voor de kans op chronische ziekten is een paneldata model geschat. Het model bevat dezelfde verklarende factoren als het model voor de kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid (zie Bijlage B). Toepassing van het geschatte model op alle personen in het LASA-analysebestand levert de voorspelde ontwikkelingen in de aanwezigheid van één of meer chronische ziekten op zoals

weergegeven in Figuur 2.15, uitgesplitst naar arbeidsmarktstatus. De niveaus van de profielen kunnen opnieuw niet worden vergeleken met die in Figuur 2.14, omdat de gestileerde gezondheidsprofielen niet uitgaan van de geobserveerde arbeidsmarktstatus, maar van de gehele populatie en daarom een andere populatiesamenstelling betreffen. Net als in de beschrijvende data in Figuur 2.14 zichtbaar is, hebben arbeidsongeschikten een hogere voorspelde kans op chronische ziekten. Een deel van het verschil met werkenden is nu echter verklaard door andere factoren die in het model zijn opgenomen, waardoor nog maar sprake is van een 10 procentpunt verschil in de kans op chronische ziekten.

**Figuur 2.15** Gestileerd gezondheidsprofiel kans op chronische ziekten: stijging met de leeftijd en vaker chronische ziekten bij arbeidsongeschikten



Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen

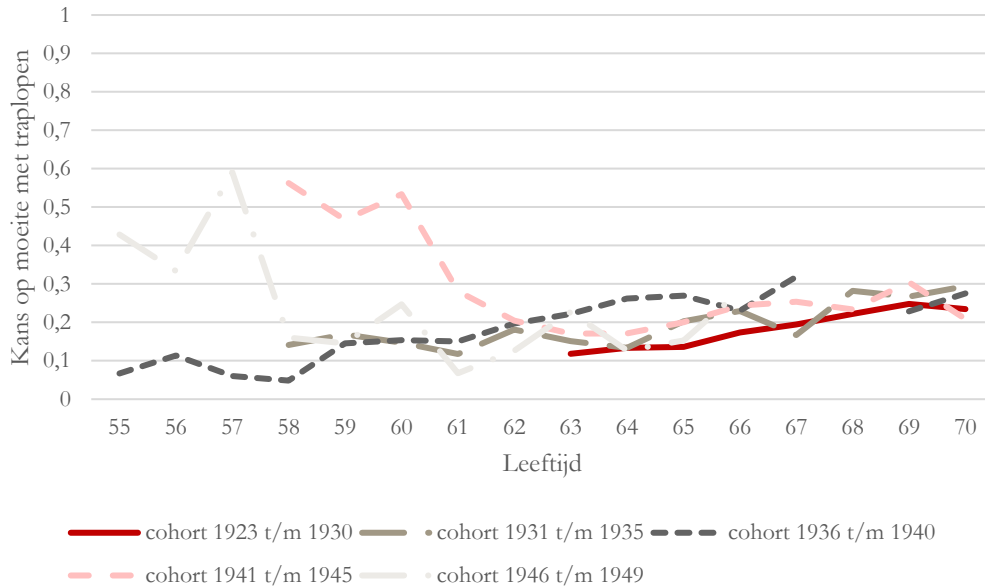
## Functionele beperkingen

In het SSB is slechts één van de in LASA gebruikte vragen over functionele beperkingen beschikbaar, namelijk moeite met traplopen. De analyse van het gezondheidsprofiel voor functionele beperkingen richt zich daarom uitsluitend op deze activiteit. In eerder onderzoek is aangetoond dat traplopen een goede reflectie is van beperkingen in de mobiliteit in het algemeen (Verghese et al., 2008).

Moeite met traplopen is een veel minder vaak voorkomend gezondheidsprobleem in de leeftijd van 55 tot 70 jaar dan chronische ziekten. Figuur 2.16 geeft de ontwikkeling in de kans op moeite met traplopen naar leeftijd weer, uitgesplitst naar diverse geboortecohorten. De hoge kans op moeite met traplopen voor het jongste cohort rond 55-jarige leeftijd is opmerkelijk. Mogelijk heeft dit meer te maken met het beperkte aantal waarnemingen of met een tijdstrend dan met een daadwerkelijke

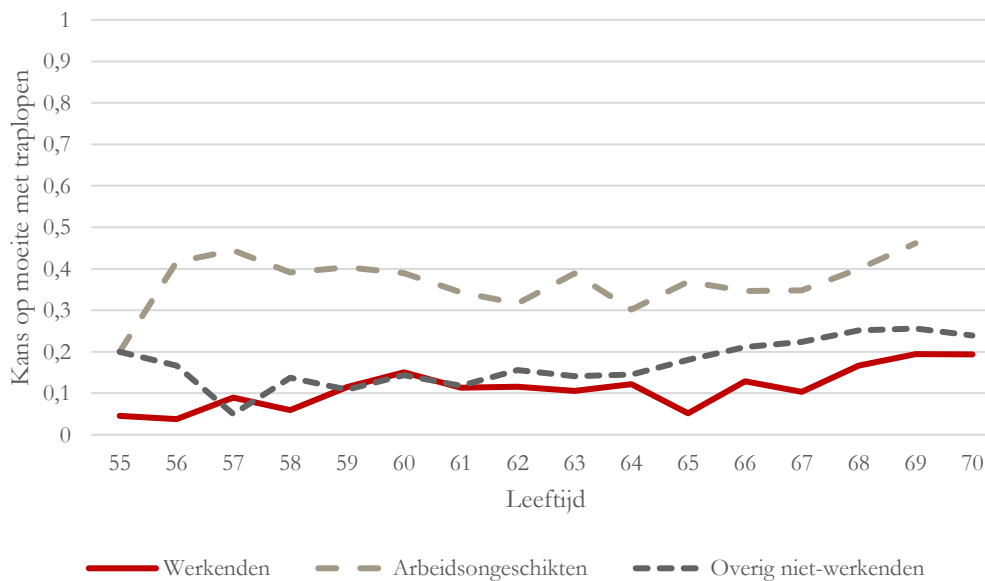
ontwikkeling over leeftijd. Vanaf 62-jarige leeftijd is de ontwikkeling in de kans op moeite met traplopen vergelijkbaar voor alle geboortecohorten. Er is een lichte toename met leeftijd te zien. Figuur 2.17 geeft aan dat met name arbeidsongeschikten moeite hebben met traplopen.

**Figuur 2.16 Afwijkende trend in de data op jongere leeftijd voor jongste cohorten in de kans op moeite met traplopen**



Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

**Figuur 2.17 Arbeidsongeschikten hebben in de data iets vaker moeite met traplopen**

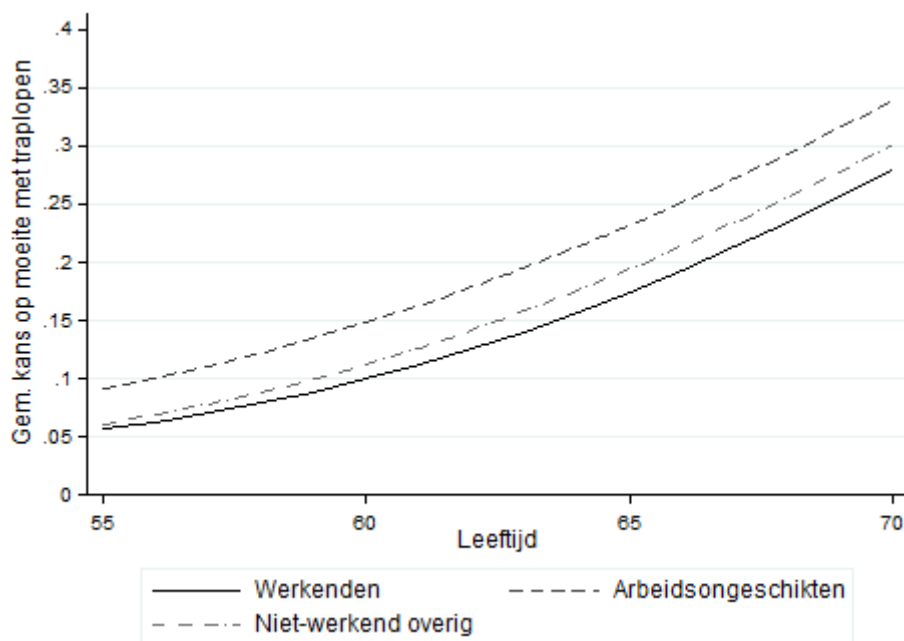


Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc



Om de gezondheidsontwikkeling te schatten, rekening houdend met achtergrondkenmerken, is een paneldata model geschat voor de kans op het hebben van moeite met traplopen. De specificatie van het model is vergelijkbaar met de andere gezondheidsmodellen (zie Bijlage B). Toepassing van het geschatte model op alle personen in het LASA-analysebestand levert de voorspelde ontwikkelingen in moeite met traplopen op zoals weergegeven in Figuur 2.18. Ook in de voorspelde gezondheidsprofielen geldt dat de kans op moeite met traplopen hoger is voor arbeidsongeschikten dan voor personen die om andere redenen niet werken of personen die wel werken. Bovendien neemt de voorspelde kans op moeite met traplopen sterk toe met leeftijd, ongeacht de arbeidsmarktstatus.

**Figuur 2.18** Gestileerd gezondheidsprofiel functionele beperkingen: grotere voorspelde kans op moeite met traplopen voor arbeidsongeschikten

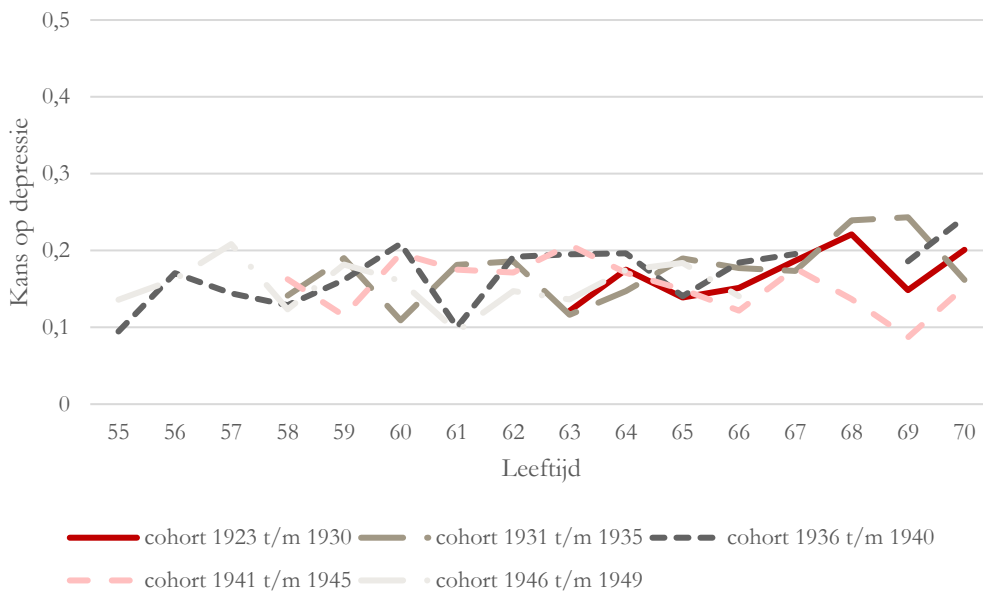


Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen

## Geestelijke gezondheid

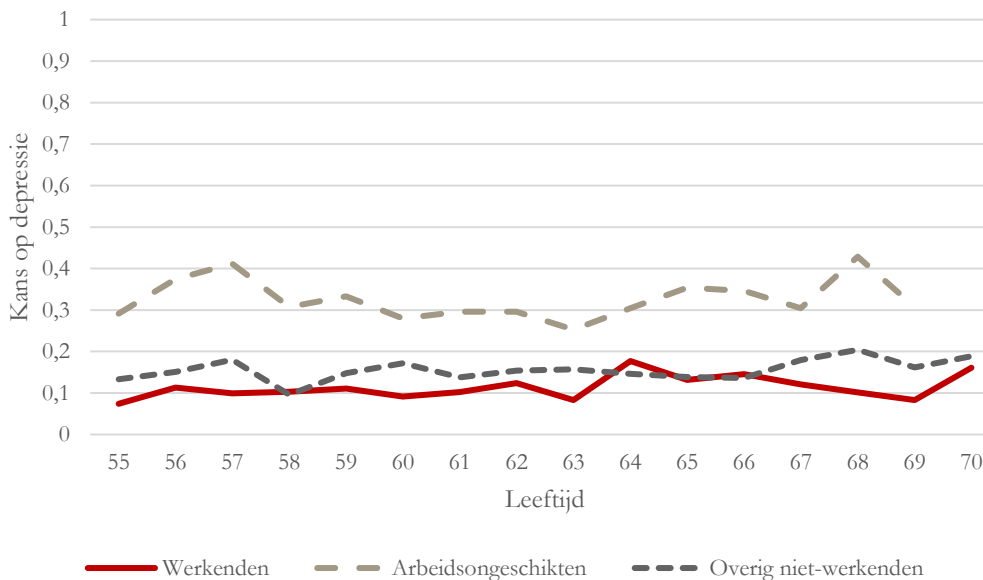
In Figuur 2.19 is te zien dat de frequentie waarmee klinisch relevante depressie voorkomt vrij stabiel is met de leeftijd. Ook is er geen sprake van een duidelijk verschil tussen geboortecohorten. Wanneer een uitsplitsing wordt gemaakt in de kans op depressie naar arbeidsmarktstatus, blijkt dat arbeidsongeschikten iets vaker aangeven depressieve klachten te hebben, zie Figuur 2.20. Hierin is nog niet gecorrigeerd voor selectiviteit.

**Figuur 2.19** Nauwelijks verschillen in de data in kans op depressie met leeftijd en cohort



Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

**Figuur 2.20** Arbeidsongeschikten hebben ongeacht leeftijd in de data iets vaker te kampen met depressie

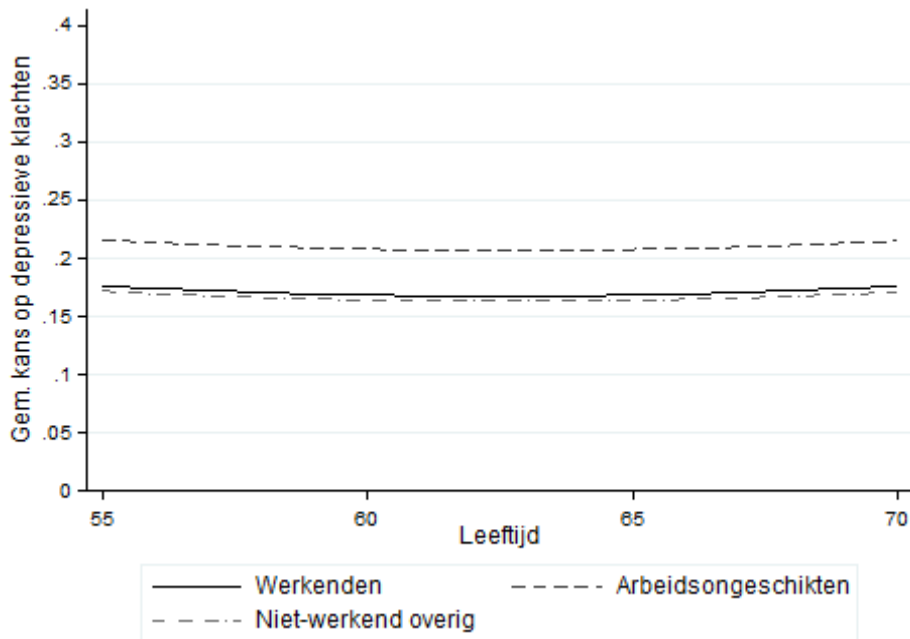


Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc

Nadat rekening is gehouden met allerlei kenmerken van personen en de gerapporteerde arbeidsmarktstatus, resteert nog steeds een iets hogere voorspelde kans op depressie bij arbeidsongeschikten, zie Figuur 2.21. Wederom is een vergelijking van de niveaus van depressie tussen Figuur 2.20

en Figuur 2.21 niet op zijn plaats, omdat de eerste figuur een uitsplitsing op basis van de geobserveerde arbeidsmarktstatus betreft, terwijl de tweede figuur gestileerde gezondheidsprofielen met een fictieve arbeidsmarktstatus voor alle personen in het analysebestand illustreert.

**Figuur 2.21** Gestileerd gezondheidsprofiel depressie: iets hogere voorspelde kans op depressie bij arbeidsongeschikten



Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen

## 2.6 Conclusie

Om een goed beeld te krijgen van de gezondheid die bepalend is voor de arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissing van werkenden, dienen verschillende soorten gezondheidsaspecten in de analyse te worden betrokken. Die verschillende dimensies komen samen in de vier gezondheidsmaten die in dit hoofdstuk zijn geanalyseerd en geëxtrapoleerd naar individu-specifieke gezondheidsprofielen over leeftijd. Het betreft:

- De subjectief ervaren algemene gezondheid (al dan niet in (zeer) goede gezondheid)
- Het hebben van één of meerdere chronische ziekten (kans op)
- Het last hebben van functionele beperkingen (al dan niet moeite met traplopen)
- Geestelijke gezondheid (al dan niet last hebben van depressies)

Uit de analyses blijkt dat van deze gezondheidsaspecten de kans op functionele beperkingen gemiddeld genomen het sterkst toeneemt tussen 55 en 70 jaar (kwadratisch), gevolgd door de kans op chronische ziekten (bij benadering lineair). Dat geldt vrijwel voor alle chronische ziekten in de analyse, met uitzondering van reumatoïde artritis, waarvoor geen significante ontwikkeling over

leeftijd wordt vastgesteld. Bij depressieve klachten en de algemene gezondheidsbeleving is nauwelijks een ontwikkeling met leeftijd waar te nemen.

Wordt gekeken naar verschillen in gezondheidsontwikkeling tussen cohorten, dan lijken die er nauwelijks te zijn, anders dan samenhangend met een steeds hoger opleidingsniveau, waardoor de gezondheid gemiddeld toeneemt in de tijd. Er is dus geen sprake van een sterke verandering in het gemiddelde gezondheidsniveau gegeven een bepaalde leeftijd en opleidingsniveau, waardoor het gemakkelijker zou worden om langer door te werken.



## 3 Ontwikkelingen in uittreedgedrag

*De arbeidsparticipatie van jongere generaties ligt in de leeftijd van 55 tot 70 jaar hoger dan voor oudere generaties. Gezondheid speelt een significante rol in de verklaring van de arbeidsparticipatie van oudere werkenden. Vanaf de pensioengerechtigde leeftijd zijn er echter weinig verschillen tussen cohorten zichtbaar.*

Het uittreedgedrag van oudere werknemers is in de afgelopen decennia sterk veranderd. Zo is de arbeidsparticipatie van ouderen (voor de pensioengerechtigde leeftijd) aanzienlijk toegenomen en is het gebruik van vervroegde uittreederoutes mede onder invloed van beleid sterk afgenomen, zie bijvoorbeeld De Vos et al. (2012) en Euwals et al. (2012). Dit hoofdstuk brengt de ontwikkelingen in de arbeidsparticipatie en het uittreedgedrag van ouderen in kaart.

### 3.1 Ontwikkelingen in arbeidsparticipatie

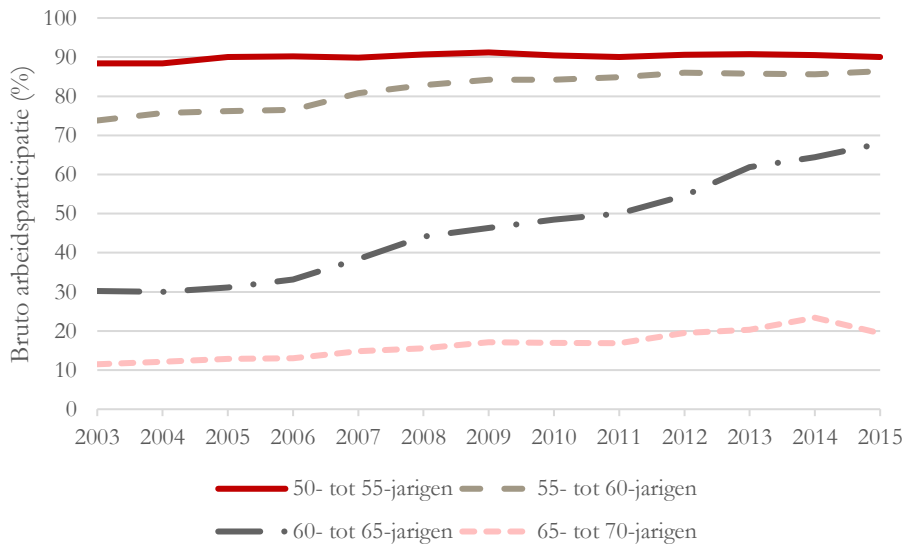
Figuur 3.1 toont de ontwikkeling van de bruto arbeidsparticipatie<sup>7</sup> van mannen in de periode van 2003 tot en met 2015 voor verschillende leeftijdsgroepen. De figuur laat zien dat de arbeidsparticipatie van mannen in de leeftijd van 55 tot 60 jaar het niveau van de groep 50- tot 55-jarigen heeft genaderd. Met name voor 60- tot 65-jarigen is de arbeidsparticipatie sterk toegenomen. Het verschil in de arbeidsparticipatie van deze groep ten opzichte van de arbeidsparticipatie van 55- tot 60-jarigen is in de periode van 2006 tot en met 2015 gehalveerd. De arbeidsparticipatie van 65- tot 70-jarige mannen is gedurende de hele periode vrij laag. Wel is deze met name vanaf 2006 toegenomen. Voor vrouwen ligt de bruto arbeidsparticipatie in elke leeftijdscategorie aanzienlijk lager dan voor mannen (zie Figuur 3.2). Er is echter in iedere leeftijdscategorie sprake geweest van een aanzienlijke stijging in de arbeidsparticipatie van vrouwen in de periode van 2003 tot en met 2015. De netto arbeidsparticipatie, ofwel het aandeel personen met een betaalde baan, heeft zich op vergelijkbare wijze ontwikkeld als de bruto arbeidsparticipatie. Dat geldt zowel voor mannen als voor vrouwen. Dat betekent dat het aandeel werkloze en werkzoekende ouderen niet ingrijpend is toegenomen in deze periode.<sup>8</sup>

De definitie van arbeidsparticipatie in het vervolg van dit rapport wijkt af van de (internationale) definitie die het CBS gebruikt. Dat komt omdat er geen integrale gegevens beschikbaar zijn over het op zoek zijn naar betaald werk. In dat opzicht sluit de gebruikte definitie in dit onderzoek dichter aan bij het begrip netto arbeidsparticipatie, waarin uitsluitend wordt gekeken naar personen met betaald werk. Een kleine afwijking ten opzichte van deze definitie is dat individuen met een baan voor ten minste 1 uur in de week (deeltijdfactor ten minste 0,025) en zelfstandigen in dit onderzoek als werkenden tellen. Details hierover zijn te vinden in 0 die de constructie van het microdata-analysebestand bespreekt.

<sup>7</sup> Het betreft hier de bruto arbeidsparticipatie volgens de (nieuwste) definitie van het CBS, te weten het aandeel personen met betaald werk en personen zoekend en direct beschikbaar voor zulk betaald werk, ongeacht arbeidsduur (zie omschrijving in StatLine gegevens Arbeidsdeelname, kerncijfers).

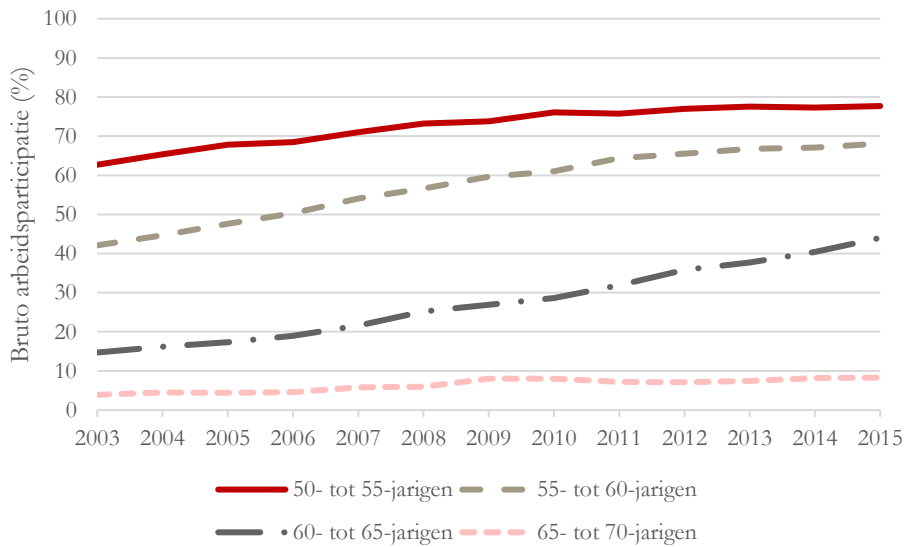
<sup>8</sup> Het verschil tussen de bruto en netto arbeidsparticipatie is het aandeel dat werkloos is en op zoek naar werk.

**Figuur 3.1 Sterke toename in de arbeidsparticipatie van met name 60- tot 65-jarige mannen**



Bron: Gegevens van CBS StatLine (Arbeidsdeelname; kerncijfers; geraadpleegd 23 september 2016)

**Figuur 3.2 Toename van de arbeidsparticipatie van vrouwen in alle leeftijdscategorieën**

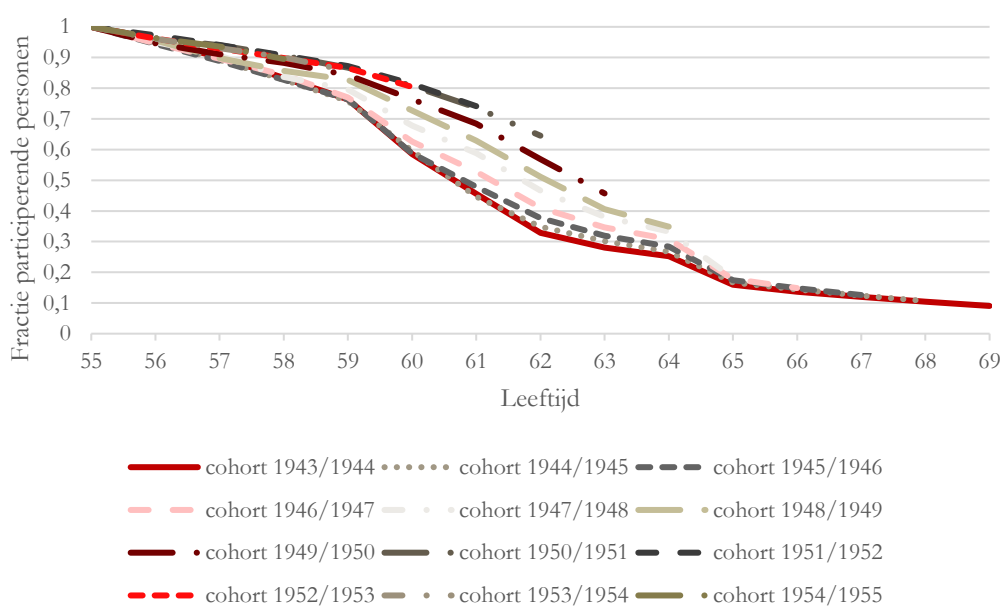


Bron: Gegevens van CBS StatLine (Arbeidsdeelname; kerncijfers; geraadpleegd 23 september 2016)

Figuur 3.3 laat de participatiegraad naar leeftijd zien voor verschillende geboortecohorten, gemeten op basis van personen in het analysebestand. Het betreft de participatie van personen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar die vanaf 55-jarige leeftijd gevolgd konden worden in gegevens over de periode van 1999 tot en met 2013 en die op 55-jarige leeftijd werkzaam waren. De jongste cohorten zijn daarbij weggelaten, omdat zij slechts één of enkele jaren zijn geobserveerd. Over de cohorten is een stijgende trend in arbeidsparticipatie bij dezelfde leeftijd te zien. Bovendien is er sprake van

een steeds scherpere daling in het aandeel participerende personen rond de pensioengerechtigde leeftijd. Daardoor is de participatiegraad vanaf de pensioengerechtigde leeftijd ongeveer gelijk voor de vijf oudste geboortecohorten die tot die tijd zijn geobserveerd. Er lijkt tot en met 2013 daarom (nog) geen sprake te zijn van substantieel langer doorwerken na de pensioengerechtigde leeftijd.

**Figuur 3.3** Jongere cohorten participeren langer, maar alleen vóór de pensioengerechtigde leeftijd (arbeidsparticipatie indien werkend op 55-jarige leeftijd)

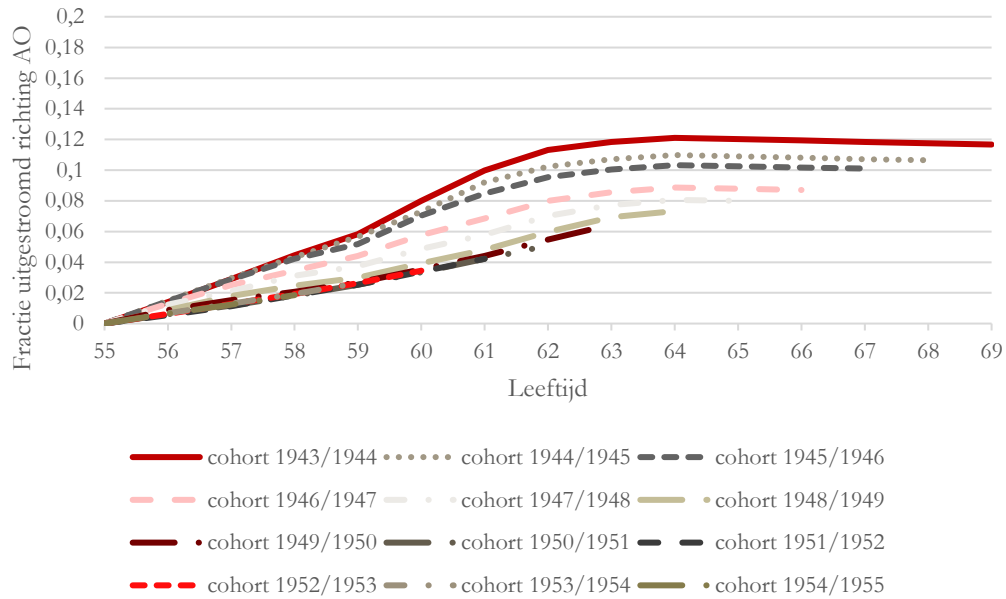


Bron: SEO Economisch Onderzoek, bewerking van CBS-microdata

Het gebruik van verschillende uittredroutes is voor de diverse geboortecohorten afgezet tegen leeftijd in Figuur 3.4 tot en met Figuur 3.6. Er is een afname te zien in het gebruik van arbeidsongeschiktheid als uittredroute naarmate de cohorten jonger zijn. Dat hangt samen met diverse beleidswijzigingen die sinds het einde van de jaren negentig zijn doorgevoerd en de toegang tot arbeidsongeschiktheidsuitkeringen hebben bemoeilijkt. De uitstroom richting werkloosheid is over het algemeen vrij stabiel over de cohorten, afgezien van de uitschieters in de laatste jaren bij de jongere cohorten. Deze uitschieters hangen samen met de toegenomen werkloosheid als gevolg van de crisis in (voornamelijk) 2013. Tot slot neemt vroegtijdig uittreding in overige richting af, bijvoorbeeld door verminderd gebruik van VUT-regelingen en prepensioen, naarmate naar jongere cohorten wordt gekeken. De mogelijkheden van vervroegde pensionering zijn in de afgelopen twee decennia aanzienlijk beperkt. Ook hierbij valt op dat voor de oudste cohorten de fractie die uittreedt via deze overige richting na de pensioengerechtigde leeftijd weer op hetzelfde niveau terechtkomt.

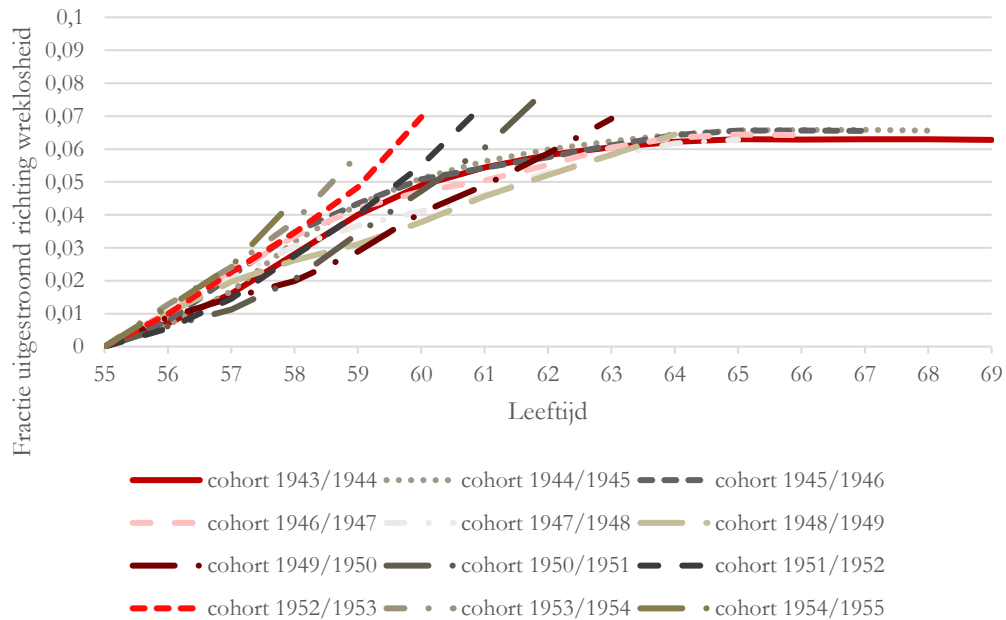


**Figuur 3.4** Jongere cohorten stromen minder vaak uit richting arbeidsongeschiktheid (uitstroom naar arbeidsongeschiktheid indien werkend op 55-jarige leeftijd)



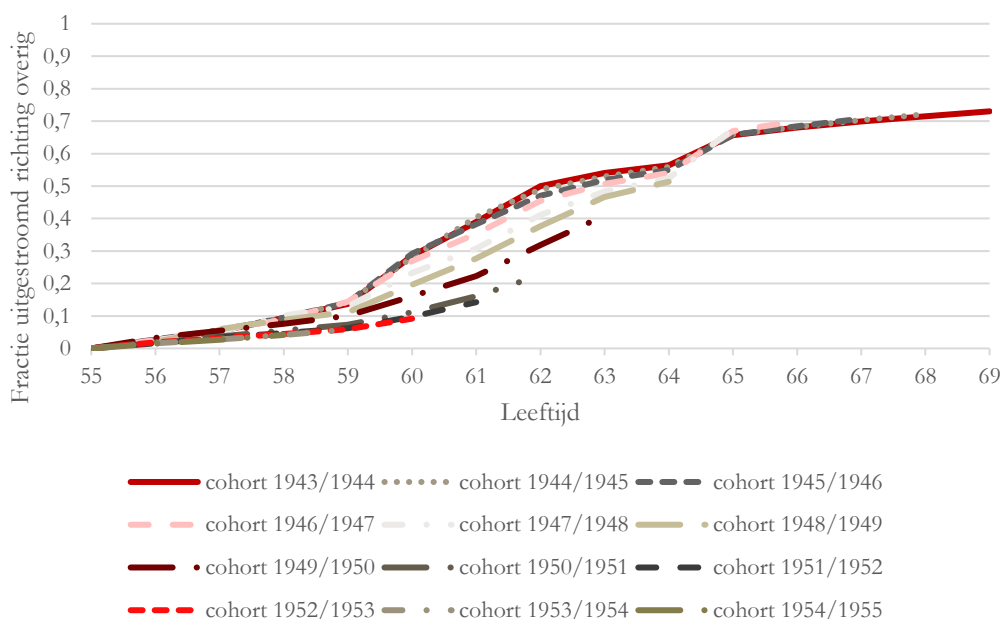
Bron: SEO Economisch Onderzoek, bewerking van CBS-microdata

**Figuur 3.5** Stabiele uitstroom richting werkloosheid over cohorten, maar met pieken door de crisis (uitstroom naar werkloosheid indien werkend op 55-jarige leeftijd)



Bron: SEO Economisch Onderzoek, bewerking van CBS-microdata

**Figuur 3.6** Vóór de pensioengerechtigde leeftijd treden jongere cohorten later uit in overige richting (overige uitstroom indien werkend op 55-jarige leeftijd)



Bron: SEO Economisch Onderzoek, bewerking van CBS-microdata

## 3.2 Arbeidsparticipatiemodel

De arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissing van oudere werknemers wordt gemodelleerd met behulp van een duurmodel. Personen worden daarbij gevolgd zolang ze werken. Het model verklaart de duur (in dagen) tot uittreding van oudere werknemers van de arbeidsmarkt, gerekend vanaf iemands 55<sup>ste</sup> levensjaar.<sup>9</sup> Het gaat om een onomkeerbaar uittreden van de arbeidsmarkt, korte periodes van inactiviteit of werkloosheid worden in het model niet als uittreding gezien.<sup>10</sup> Het betekent dat wordt aangenomen dat ouderen na uittreding niet meer terugkeren op de arbeidsmarkt. Het betekent ook dat wordt gekeken naar volledige uittreding, deeltijdpensioen wordt in het model niet opgevat als uittreding.

Uittreding van de arbeidsmarkt kan langs verschillende routes plaatsvinden. Zo kunnen personen (volledig) arbeidsongeschikt worden en daarom niet langer in staat zijn te werken of ze kunnen langdurig werkloos worden en een WW-uitkering of bijstandsuitkering ontvangen. Deze uittredroutes zijn (in het verleden) veelvuldig gebruikt als alternatief voor vervroegde pensionering. Daarom worden de uitstroom richting arbeidsongeschiktheid, de uitstroom richting werkloosheid (WW en bijstand) en de uitstroom richting vervroegde pensionering apart gemodelleerd. Zolang

<sup>9</sup> Individuen worden steeds drie maanden voor hun verjaardag geobserveerd in het analysebestand. Dat betekent dat de eerste observatie betrekking heeft op het moment dat iemand na drie maanden 56 jaar wordt.

<sup>10</sup> Voor de laatste observatiejaren geldt dat de mogelijk geobserveerde duur van een werkloosheidsperiode beperkt is, waardoor er in die jaren naar verhouding minder uittreding kan voorkomen. Dit zal gedeeltelijk in de geschatte coëfficiënten op de cohortdummy's terecht komen. De prognoses trekken daarom niet de schattingen voor de meest recente cohorten door.

iemand nog gedeeltelijk werkt, telt hij of zij nog niet als uitgetreden. Om praktische redenen wordt bovendien aangenomen dat de uitstroomkansen in de diverse richtingen, nadat rekening is gehouden met verschillende verklarende factoren, niet met elkaar samenhangen.<sup>11</sup> Deze aanname houdt in dat het gegeven dat iemand een grote kans heeft op uitstroom richting arbeidsongeschiktheid niet hoeft te betekenen dat hij of zij ook een grote kans heeft op uitstroom in een andere richting. Bijlage D beschrijft het model in meer detail.

Het arbeidsparticipatiemodel verklaart de uittredingsbeslissing van oudere werknemers uit tal van factoren. In principe verklaart het model de uittredingsbeslissing uit kenmerken van personen en hun baan op 55-jarige leeftijd. Zo houdt de modelspecificatie rekening met de invloed van geslacht, opleidingsniveau, burgerlijke staat en herkomst. Voor een aantal kenmerken is ook de variatie met leeftijd van belang, zodat deze kenmerken tijdsvariërend in het model worden opgenomen. Dit geldt voor de gezondheidsmaten, de arbeidsduur en de jaarlijkse ratio van vacatures en werkloosheid. De rol van gezondheid in de uittredingsbeslissing wordt via voorspelde gezondheidsontwikkelingen meegenomen. De modelspecificatie is zodanig gekozen dat de invloed van gezondheid op de arbeidsparticipatie kan variëren met leeftijd.<sup>12</sup> Daarbij dient de kanttekening te worden geplaatst dat het effect van gezondheid na de pensioengerechtigde leeftijd van 65 jaar niet nauwkeurig kan worden vastgesteld omdat er weinig personen na die leeftijd uitstromen. Naast de invloed van gezondheid houdt het model rekening met verschillende arbeidsgerelateerde kenmerken, zoals de arbeidsduur, de sector waarin een persoon werkzaam is, de bedrijfsgrootte, het type dienstverband en het inkomen.

In de afgelopen decennia zijn er grootschalige beleidswijzigingen geweest die hun weerslag hebben gehad op het gebruik van routes voor vervroegde uittreding. Dat heeft ook gevolgen gehad voor de uitstroom richting arbeidsongeschiktheid en werkloosheid. In dit onderzoek is ervoor gekozen om de invloed van die beleidswijzigingen door cohorteffecten te laten oppakken en niet via tijdsvariërende verklarende variabelen te modelleren. Vanwege het grote aantal relevante beleidswijzigingen in de periode van 1999 tot en met 2013 zou dat namelijk een sterke toename van het aantal tijdsvariërende kenmerken betekenen. Verschillen in uitstroom tussen cohorten zullen deze effecten (grotendeels) oppakken, zodat met behulp van cohorteffecten terdege rekening wordt gehouden met de gevolgen van beleidswijzigingen.

De schattingsresultaten voor het arbeidsparticipatiemodel zijn weergegeven in Tabel D.1.<sup>13</sup> De coëfficiënten zijn in de gekozen modelspecificatie niet eenvoudig te interpreteren, wel kan de richting

---

<sup>11</sup> De belangrijkste reden hiervoor is dat het model dan eenvoudiger en dus sneller is te schatten. In werkelijkheid zal de kans op uittreding via de ene route wel degelijk samenhangen met de kans op uittreding via de andere route, maar onbekend is hoe sterk die samenhang is.

<sup>12</sup> Aangenomen is dat de invloed van gezondheid varieert per tweejaarsleeftijdscategorie, tot 65-jarige leeftijd.

<sup>13</sup> De arbeidsparticipatie en uittredingsbeslissing van mannen en vrouwen kunnen verschillen. Ook de rol van verklarende factoren kan anders zijn voor mannen dan voor vrouwen. Om die reden zijn eveneens aparte modellen geschat voor mannen en vrouwen. Veel van de coëfficiëntschattingen zijn vergelijkbaar tussen beide modellen. Alleen de invloed van opleidingsniveau, burgerlijke staat, huishoudsituatie en arbeidsduur varieert noemenswaardig tussen beide geslachten. De geschatte participatiekansen en de ontwikkeling daarin met leeftijd die uit deze separate modellen volgen zijn echter sterk vergelijkbaar (zie Figuur D.1 en Figuur D.2 in Bijlage D). Voor vrouwen loopt de participatiegraad iets sneller af met leeftijd dan voor mannen. De geschatte participatiekans die volgt uit een model geschat op gegevens over zowel mannen als vrouwen, ligt dicht bij het gemiddelde van de geschatte kansen voor mannen en vrouwen. Dit onderzoek gaat daarom uit van de gemiddelde ontwikkeling en modelleert de uittredingsbeslissing van mannen en vrouwen tezamen.

van de effecten eenvoudig worden afgelezen. De invloed van gezondheid op uitstroom in elk van de richtingen verandert voor elk van de gezondheidsmaten met leeftijd. Het effect van gezondheid wordt over het algemeen wat sterker rond de 63-jarige leeftijd. De geschatte coëfficiënt vanaf 65-jarige leeftijd is steeds een uitschieter, veroorzaakt door het geringe aantal uitredingen na de pensioengerechtigde leeftijd, onder meer omdat uitstroom richting arbeidsongeschiktheid vanaf die leeftijd niet meer mogelijk is. De richting van het gezondheidseffect is niet eenduidig over leeftijd en varieert bovendien tussen de verschillende gezondheidsmaten. Tevens is het geschatte effect van gezondheid op uitreding, hoewel statistisch significant, in omvang vaak beperkt. Dat heeft waarschijnlijk vooral te maken met de beperkte hoeveelheid variatie in de gezondheidsmaten, omdat die grotendeels gebaseerd zijn op voorspellingen en niet op de geobserveerde gezondheid.<sup>14</sup>

De kans op vervroegde uitreding is lager voor vrouwen dan voor mannen. Dit kan vermoedelijk deels verklaard worden uit selectiviteit in de groep vrouwen die op 55-jarige leeftijd nog werkzaam zijn. Personen met een partner stromen iets sneller uit richting arbeidsongeschiktheid, maar juist minder snel richting een WW- of bijstandsuitkering. Allochtonen hebben een iets grotere kans op uitstroom richting arbeidsongeschiktheid of werkloosheid dan autochtonen, terwijl de kans op uitstroom in overige richting kleiner is. Voor laag opgeleiden zijn hogere uitstroomkansen in alle richtingen ten opzichte van middelbaar opgeleiden te zien, terwijl hoger opgeleiden met name een lagere kans hebben op uitstroom richting werkloosheid en in overige richting.

Personen met een flexibel dienstverband (in plaats van een vast of tijdelijk arbeidscontract) stromen vaker uit richting werkloosheid (WW of bijstand), maar minder vaak richting arbeidsongeschiktheid of in overige richting. Voor zelfstandigen zijn de effecten sterker (negatief) dan voor personen met een flexibel dienstverband. Een hoger bruto jaarinkomen gaat gepaard met lagere kansen op uitstroom uit werk, met name in de richting van arbeidsongeschiktheid. Resterende gezondheidsverschillen naar sociaaleconomische status, die in de gezondheidsmodellen mogelijk niet volledig zijn meegenomen, zouden hier een verklaring voor kunnen vormen. Een kortere arbeidsduur (aantal werkuren per week) is gecorreleerd aan hogere uitstroomkansen. De coëfficiëntschattingen laten behoorlijke verschillen zien in de uitstroomkansen naar verschillende bedrijfsgrootten en sectoren waarin een persoon werkzaam is.

Het model bevat eveneens dummy's voor het kalenderjaar waarin iemand 55 jaar is geworden, hetgeen sterk samenhangt met de verschillende geboortecohorten.<sup>15</sup> Deze cohortdummy's dienen om trends in de arbeidsparticipatie over tijd te identificeren en pakken het effect op van wijzigingen in de regelgeving omtrent de toegang tot de verschillende soorten uitredroutes. Dat ouderen in de afgelopen decennia langer zijn gaan doorwerken, zou zichtbaar moeten worden in de geschatte coëfficiënten op deze dummy's. Daarbij dient wel de kanttekening te worden geplaatst dat jongere cohorten, gelet op de beschikbaarheid van gegevens tot 2013, een veel kortere periode gevolgd kunnen worden. Dit kan voor een vertekening van de geschatte dummy's voor jongere cohorten zorgen, waardoor de dummy's niet tussen alle cohorten vergelijkbaar zijn. Ten opzichte van het

---

<sup>14</sup> Informatie over arbeidsparticipatie en uitreding is gebaseerd op registerdata die voor vrijwel alle inwoners van Nederland beschikbaar zijn. Informatie over de gezondheidssituatie is afkomstig uit enquêtes die slechts onder een deel van de inwoners van Nederland zijn uitgezet.

<sup>15</sup> Het jaar waarin iemand als 55-jarige wordt geobserveerd is door de keuze van een peilmoment drie maanden voor de verjaardag niet exact gelijk aan personen geboren in een bepaald kalenderjaar. Het betreft daardoor in feite dummy's voor geboortecohorten lopend van april tot en met maart in het volgende kalenderjaar.

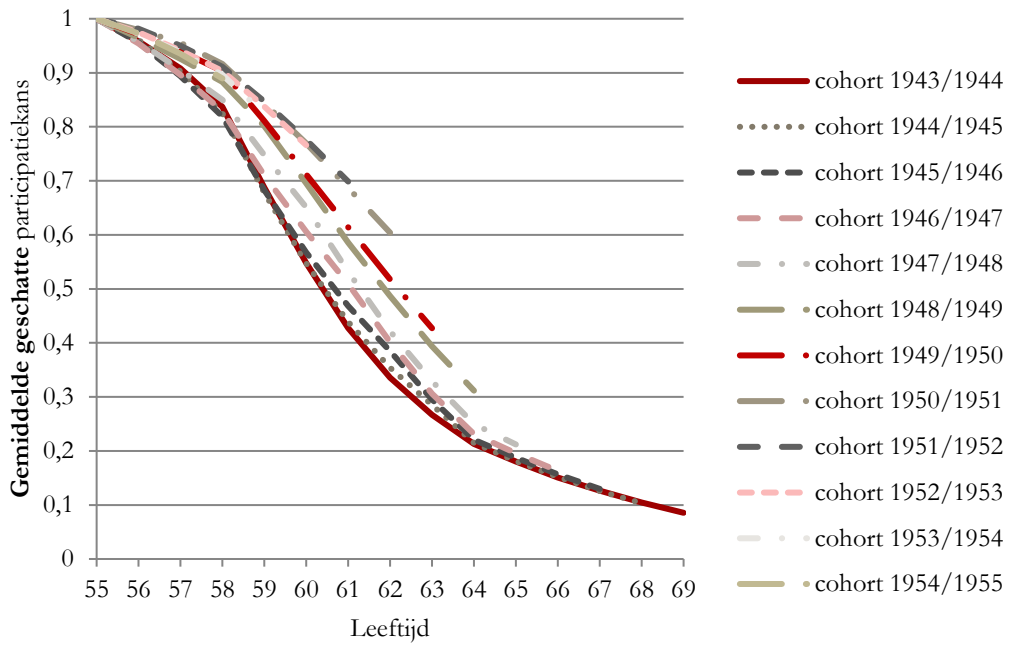
oudste cohort zien we een (sterke) afname in de kans op uitstroom op elke leeftijd richting arbeidsongeschiktheid naarmate de cohorten jonger worden. De kans op werkloosheid per leeftijd is lager voor de cohorten van 1945 tot en met 1950, maar loopt voor de jongste cohorten weer wat op. Tot slot stromen jongere cohorten minder snel uit in overige richting.

### 3.3 Geschatte ontwikkelingen in arbeidsparticipatie

Het duurmodel dat hierboven is beschreven, laat de invloed van tal van persoonskenmerken en arbeidsgerelateerde kenmerken op het uittreedgedrag van ouderen zien. Alvorens het model te gebruiken om prognoses van de arbeidsparticipatie van ouderen in de komende decennia te maken, is het goed te bezien hoe goed de modelschattingen het geobserveerde uittreedgedrag van ouderen benaderen. Door de geobserveerde kenmerken van personen in het analysebestand in te vullen in het geschatte arbeidsparticipatiemodel, is een schatting van de participatiekans van de 55- tot 70-jarigen in de afgelopen decennia te maken (zie Bijlage D voor details over de berekening). Zolang personen nog niet zijn uitgestroomd uit het analysebestand, wordt daarbij uitgegaan van de geobserveerde kenmerken. Indien een persoon niet langer in het bestand zit als gevolg van uittreding, emigratie of overlijden, dan worden de laatste geobserveerde waarden geëxtrapoleerd. De voorpelde gezondheid is, zoals beschreven in Bijlage C, op iedere leeftijd berekend door geobserveerde kenmerken in de geschatte gezondheidsmodellen in te vullen.

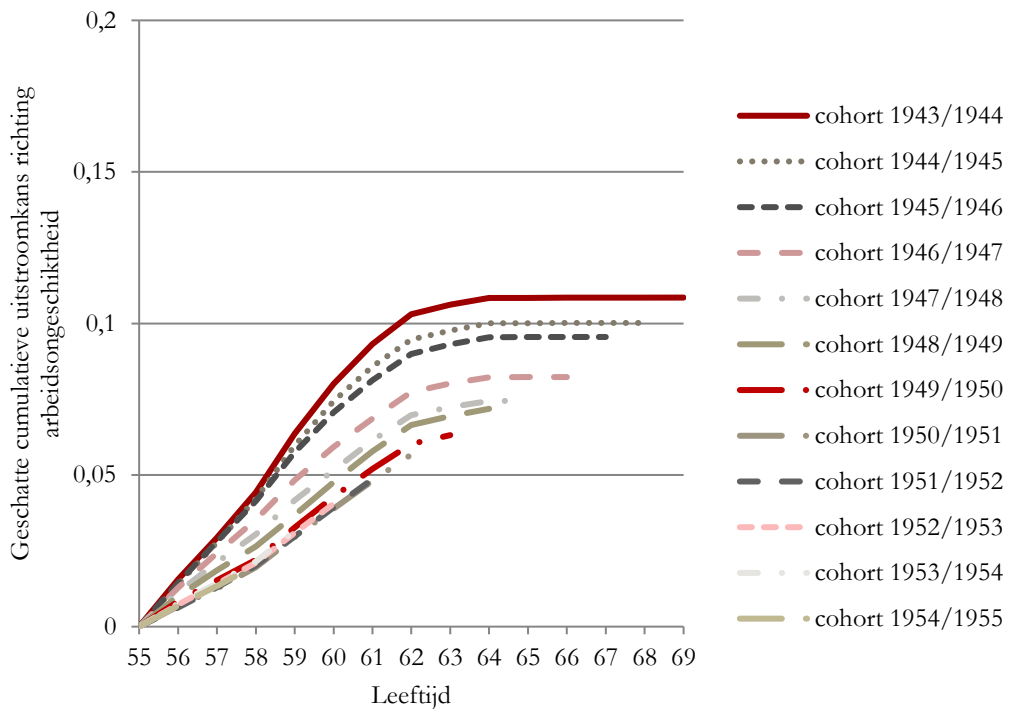
De gemiddelde geschatte participatiekans voor de groep personen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar is voor de periode 1999-2013 weergegeven in Figuur 3.7, gegeven arbeidsparticipatie op 55-jarige leeftijd. Het resultaat sluit aan bij de geobserveerde trend in Figuur 3.1 en Figuur 3.2, en vormt bovendien een redelijke benadering van het patroon in Figuur 3.3. Figuur 3.8 tot en met Figuur 3.10 laten de geschatte cumulatieve kans op uitstroom naar de verschillende uittreedroutes zien, afgezet tegen de leeftijd van individuen (zie ook Bijlage D voor details over de berekening). Het afnemende gebruik van arbeidsongeschiktheid als uittreedroute en de vertraging in uittreding in overige richting, zoals was te zien in Figuur 3.4 en Figuur 3.6, zijn duidelijk terug te zien in de geschatte patronen.

**Figuur 3.7** Geschatte participatiekans is hoger voor de jongere cohorten (kans op arbeidsparticipatie indien werkend op 55-jarige leeftijd)



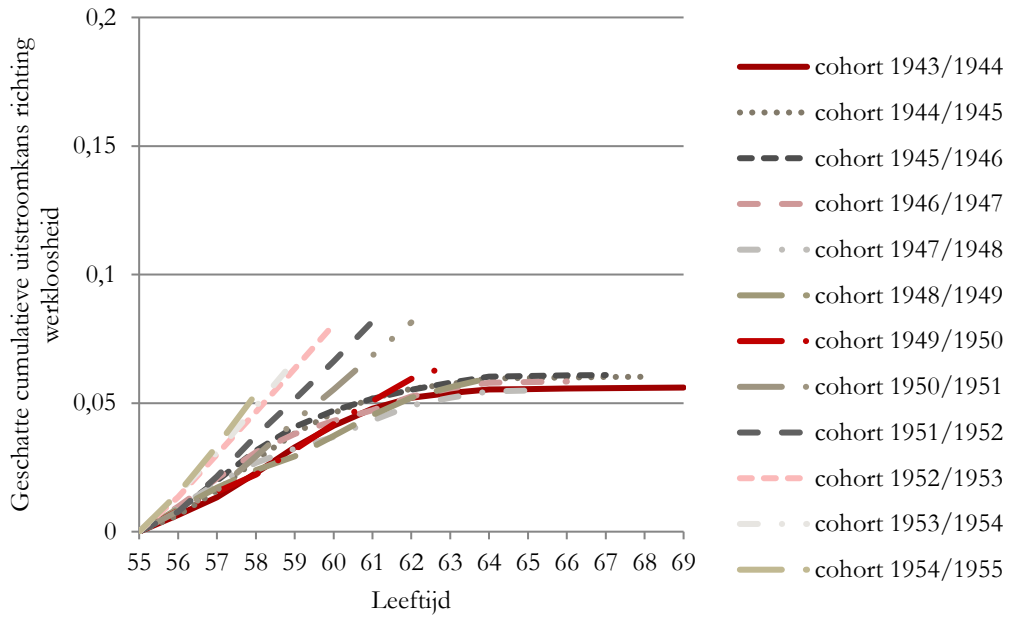
Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van modelschattingen en bewerkte CBS-microdata

**Figuur 3.8** Minder uitstroom richting arbeidsongeschiktheid voor de jongere cohorten (kans op uitstroom naar arbeidsongeschiktheid indien werkend op 55-jarige leeftijd)



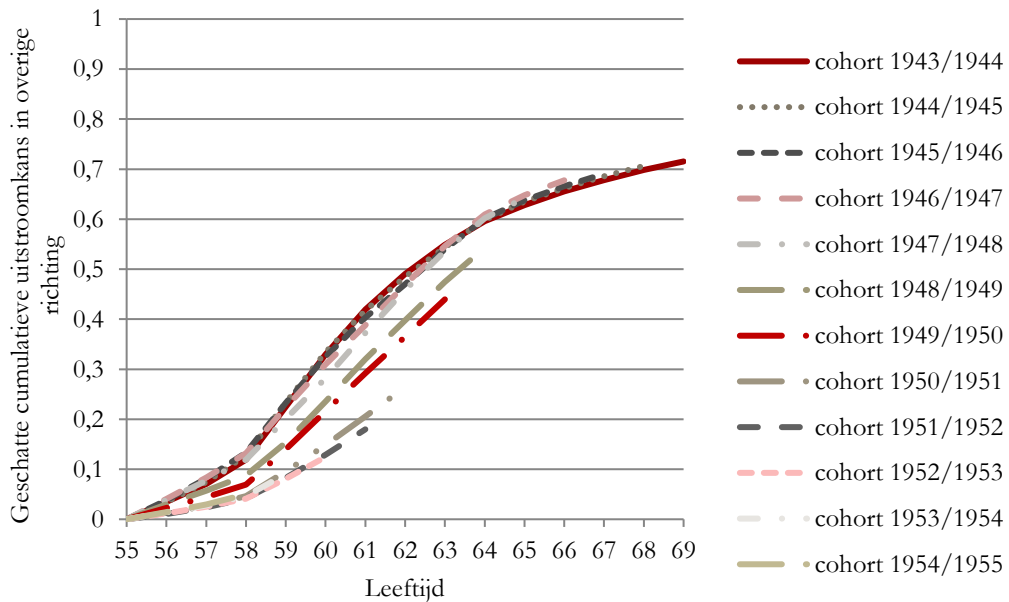
Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van modelschattingen en bewerkte CBS-microdata

**Figuur 3.9** Geen duidelijk trend in geschatte uitstroom richting werkloosheid (kans op uitstroom naar werkloosheid indien werkend op 55-jarige leeftijd)



Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van modelschattingen en bewerkte CBS-microdata

**Figuur 3.10** Minder vroegtijdige pensionering voor jongere cohorten (kans op overige uitstroom indien werkend op 55-jarige leeftijd)

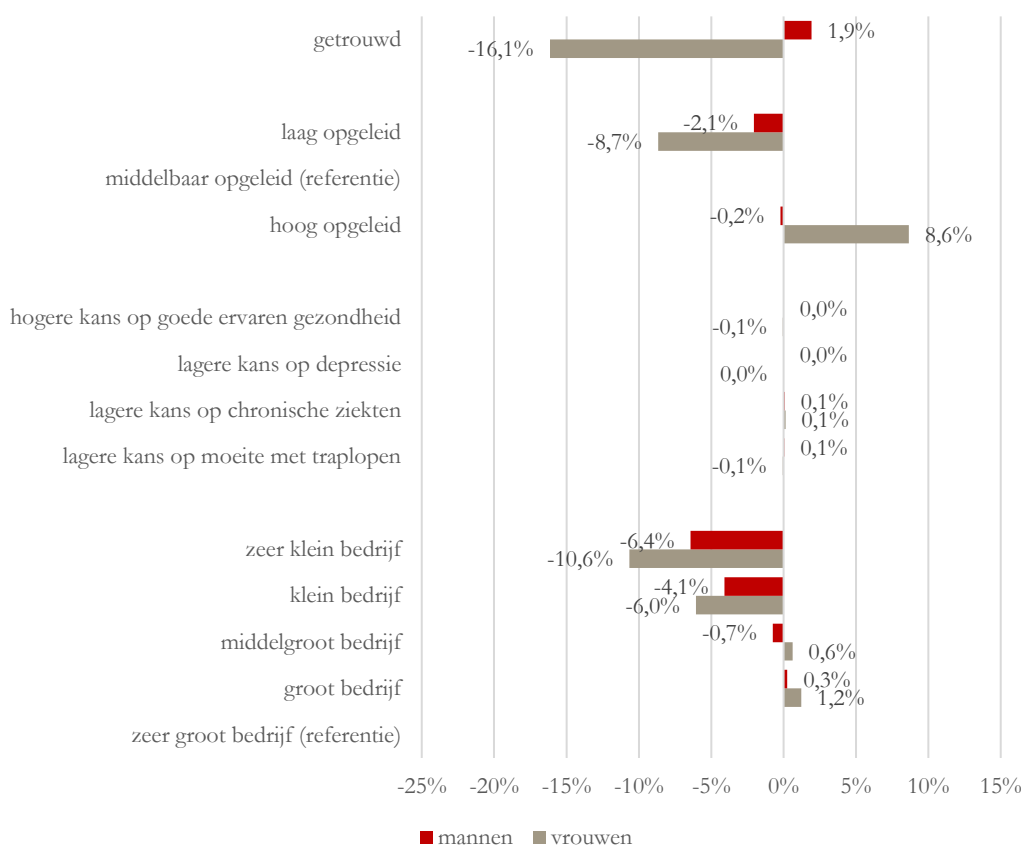


Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van modelschattingen en bewerkte CBS-microdata

### 3.4 Ontwikkelingen in de arbeidsduur

In het arbeidsparticipatiemodel is de mogelijkheid van deeltijdpensioenering niet expliciet gemodelleerd. Wel is de invloed van deeltijdwerk, via de arbeidsduur in uren per week, op de uitstroomkans in diverse richtingen in het model opgenomen. Dit kan verschillen van deeltijdpensioen, aangezien een persoon naast deeltijdwerk ook op een andere manier actief kan zijn, bijvoorbeeld als zelfstandige. Vermindering van de arbeidsduur alvorens definitief uit te treden van de arbeidsmarkt kan echter een belangrijk alternatief vormen voor volledige uittrekking. Om de ontwikkeling van de arbeidsduur met leeftijd in kaart te brengen, zijn twee modellen geschat. Beide modellen betreffen uitsluitend het gedrag van werkenden. Allereerst een simpel lineair regressiemodel dat de arbeidsduur op 55-jarige leeftijd verklaart. Dit brengt in kaart welke factoren samenhangen met het werken in deeltijd. Ten tweede een paneldata model op gegevens voor werkenden in de leeftijd van 55 tot 70 jaar. Dit brengt in kaart welke factoren, gegeven dat iemand werkt, gepaard gaan met een verandering in de arbeidsduur over leeftijd.

**Figuur 3.11** Burgerlijke staat, opleidingsniveau en bedrijfsomvang belangrijke bepalende factoren voor het aantal arbeidsuren per werkweek



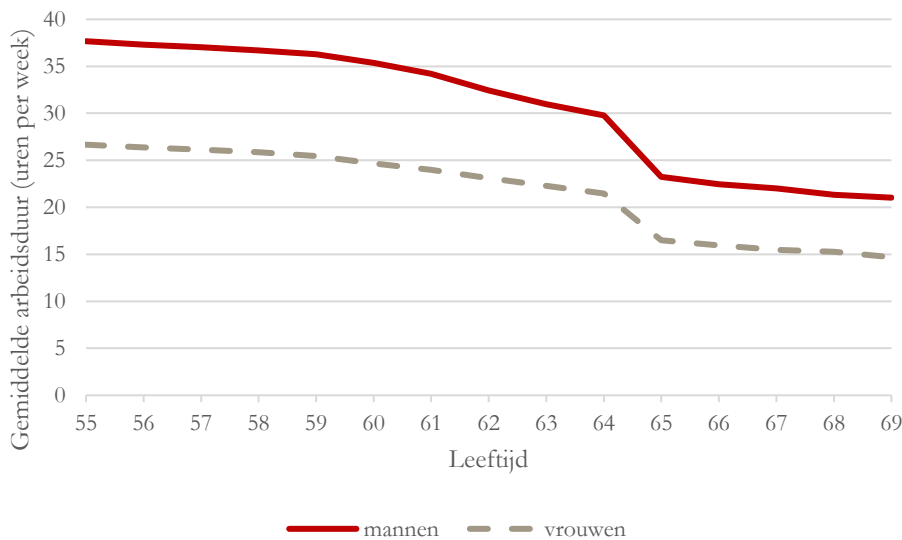
Bron: SEO Economisch Onderzoek, doorrekeningen met schattingsresultaten uit Tabel D.1 in Bijlage D op basis van bewerkte CBS-microdata. De doorgerekende gezondheidseffecten betreffen steeds een 10 procentpunt verlaging/verhoging van de kans op de betreffende gezondheidsuitkomst



Figuur 3.11 illustreert de effecten van kenmerken als burgerlijke staat, opleidingsniveau, gezondheid en omvang van het bedrijf op de gemiddelde arbeidsduur (aantal arbeidsuren per week) op 55-jarige leeftijd. Telkens is met behulp van de modelschattingen in Tabel D.1 in Bijlage D voor de hele populatie doorgerekend wat de arbeidsduur zou zijn wanneer één kenmerk zou afwijken van de geobserveerde situatie. Zo laat het resultaat zien dat, indien alle mannen laag opgeleid zouden zijn in plaats van dat alle mannen middelbaar opgeleid zijn, de gemiddelde arbeidsduur op 55-jarige leeftijd 2,1 procent lager ligt. De resultaten voor gezondheid illustreren dat een verbetering van de gezondheid voor de gehele populatie nauwelijks effect heeft op de gemiddelde arbeidsduur. Het effect van de omvang van het bedrijf is wel aanzienlijk. Wanneer alle mannen bij een klein bedrijf zouden werken pakt de gemiddelde arbeidsduur volgens de schattingsresultaten 6 procent lager uit dan in de situatie dat alle mannen bij een zeer groot bedrijf werken. Voor vrouwen gaat dit gepaard met een verschil in de gemiddelde arbeidsduur van ruim 10 procent.

Figuur 3.12 illustreert de geschatte relatie van de arbeidsduur met leeftijd apart voor mannen en vrouwen. Deze figuur laat zien wat er met de gemiddelde arbeidsduur gebeurt wanneer de leeftijd verandert en alle andere kenmerken gelijk blijven. Uitgangspunt hiervoor zijn de geobserveerde kenmerken op 55-jarige leeftijd. De effecten van leeftijd zijn voor mannen en vrouwen zeer vergelijkbaar in omvang, hoewel de gemiddelde arbeidsduur bij vrouwen op 55-jarige leeftijd al aanzienlijk lager ligt. De procentuele afname van de gemiddelde arbeidsduur is bij vrouwen op relatief jongere leeftijd al iets groter dan bij mannen. De sterkste afname in de gemiddelde arbeidsduur vindt zowel voor mannen als voor vrouwen rond de pensioengerechtigde leeftijd plaats, ondanks de selectie van uitsluitend werkenden op iedere leeftijd. Minder uren werken lijkt daarmee een substituuut voor (volledige) uittreding.

**Figuur 3.12** Aantal arbeidsuren per week neemt steeds sterker af naarmate werkenden de pensioengerechtigde leeftijd naderen



Bron: SEO Economisch Onderzoek, doorrekeningen met schattingsresultaten uit Tabel D.2 en Tabel D.3 in Bijlage D op basis van bewerkte CBS-microdata

## 4 Verwachte ontwikkeling arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen tot 2030

*Prognoses van de arbeidsparticipatie van ouderen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar tot 2030 tonen een verwachte toename in de arbeidsparticipatie tot aan de AOW-leeftijd voor jongere cohorten. Scenario's laten zien dat de invloed van veranderingen in achtergrondkenmerken (opleidingsstructuur, gezondheid) en omstandigheden (het geven van mantelzorg, koopkrachtontwikkelingen) slechts bescheiden effecten hebben op die toename in arbeidsparticipatie. De groei van de arbeidsparticipatie wordt mogelijk nog onderschat, omdat het effect van een verhoging van de AOW-leeftijd niet kan worden meegenomen.*

Het geschatte arbeidsparticipatiemodel kan de trends in de arbeidsparticipatie van ouderen in de periode van 1999 tot en met 2013 goed benaderen. De volgende stap is om deze schattingen te benutten bij het opstellen van prognoses voor de arbeidsparticipatie van ouderen van 55 tot 70 jaar in de periode van 2015 tot 2030. Dat vereist een aantal aannames. Waar de cohorteffecten voor personen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar gedurende de jaren 1999-2013 geschat konden worden, kan dat voor jongere geboortecohorten niet. Voor deze jongere geboortecohorten zijn geen waarnemingen tussen de leeftijd van 55 en 70 jaar beschikbaar, waardoor er een aanname gemaakt moet worden over hoe hun uitstroomkans zich verhoudt tot die van oudere cohorten. Daarnaast kunnen beleidswijzigingen en verwachte veranderingen in werkbelasting of in de AOW-leeftijd belangrijke gevolgen hebben voor de uittredingsbeslissing van oudere werkenden. De gevolgen hiervan kunnen in scenario's worden gekwantificeerd. Dit hoofdstuk beschrijft allereerst prognoses voor een basispad voor de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen. Vervolgens worden diverse scenario's gepresenteerd waarin de ontwikkeling van invloedsfactoren op die arbeidsparticipatie wordt gevarieerd.

### 4.1 Van schattingen naar prognoses

De prognoses schetsen een beeld van de arbeidsparticipatie van ouderen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar in de periode van 2015 tot 2030. De meest recente gegevens om deze prognoses op te baseren, hebben betrekking op het jaar 2013.<sup>16</sup> De personen die in de periode 2015-2030 tussen de 55 en 70 jaar oud zijn, zijn in 2013 tussen de 38 en 68 jaar oud. Het betreft dus degenen die geboren zijn in de periode van 1943 tot en met 1975. De prognoses richten zich uitsluitend op de uittredingsbeslissing van personen die in 2013 nog werkzaam waren.<sup>17</sup>

---

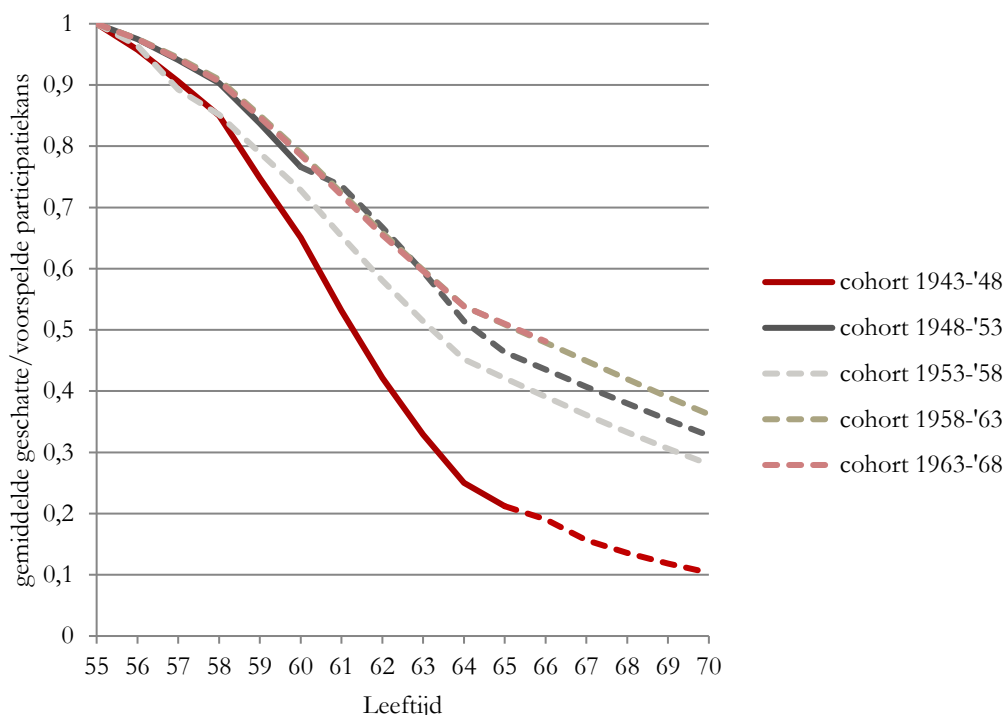
<sup>16</sup> Omdat gegevens over 2014 niet in de analyse van vervroegde uittreding zijn gebruikt, wordt voor personen in het prognosebestand een voorspelling gemaakt vanaf 2014 tot en met 2030, mits zij tussen de 55 en 70 jaar oud zijn. In de resultaten zijn de voorspellingen voor de personen die in 2014 tussen de 55 en 70 jaar oud zijn meegenomen.

<sup>17</sup> Een deel van deze groep zal eerder dan het 55<sup>ste</sup> levensjaar uittreden. Een deel van degenen die in 2013 niet werkzaam zijn, zal voor het 55<sup>ste</sup> levensjaar opnieuw aan het werk gaan. En tot slot zal een deel van de werkenden die nog niet uittreden wel voor kortere perioden werkloos zijn. Al deze afwijkingen van de aanname dat werkende 55-minners ten minste blijven werken tot hun 55<sup>ste</sup> levensjaar en daarna een moment kiezen om onomkeerbaar uit de arbeidsmarkt te treden, kunnen elkaar compenseren waar het om de totale arbeidsparticipatie gaat.

Het geschatte participatiemodel verklaart de duur tot uittreding vanaf 55-jarige leeftijd. Alleen voor individuen die in 2013 55 jaar waren, kan het geschatte arbeidsparticipatiemodel direct worden toegepast. Voor personen die in 2013 jonger waren dan 55, wordt in de prognoses aangenomen dat ze nog steeds werkzaam zijn op het moment dat ze 55 jaar worden. De netto arbeidsparticipatie van personen in de leeftijd van 38 tot 55 jaar is met name voor de jongere geboortecohorten vrij stabiel, zodat dit een redelijke aanname is (zie Bijlage A voor een verdere onderbouwing). Voor personen ouder dan 55 in 2013 is al bekend dat zij vanaf 55-jarige leeftijd nog een periode doorgevoerd hebben. Deze informatie kan worden verwerkt in de prognoses van de participatiekansen, door te werken met conditionele participatiekansen. De selectie op werkenden in de groep personen ouder dan 55 jaar in 2013 maakt dat de participatiekansen op latere leeftijd hoger uitvallen voor oudere cohorten dan voor de jongere cohorten, waarvan een deel op de leeftijd van 55 jaar niet meer werkzaam zal zijn. Om hiervoor te corrigeren wordt gebruikgemaakt van de geobserveerde participatiegraad naar leeftijd in 2013 (zie Bijlage A voor meer details over de berekening van de geprognosticeerde participatiekansen en uittredroutes). De selectiviteit in de groep werkenden uit verschillende leeftijdscategorieën maakt dat met name de *ontwikkeling* en niet zozeer het *niveau* in de participatiegraad met leeftijd in de prognoses interessant is.

Jongere cohorten treden naar verwachting later uit in de periode tot 2030. Figuur 4.1 laat de geprognosticeerde gemiddelde participatiekans voor 55- tot 70-jarigen zien die in 2013 tussen de 38 en 68 jaar oud waren en op 55-jarige leeftijd werkzaam waren. De jongste cohorten (1968-1973 en 1973-1978) zijn daarbij weggelaten, aangezien zij in 2030 de pensioengerechtigde leeftijd nog niet hebben bereikt. Voor de jongere cohorten (1958 tot en met 1968) lijkt de participatiekans op hogere leeftijd minder sterk terug te lopen dan voor de oudere cohorten het geval is. Dat is met name zo rond de pensioengerechtigde leeftijd. Op basis van gegevens tot 2013 is het moeilijk om de ontwikkeling na de pensioengerechtigde leeftijd goed in te schatten, aangezien het aantal waarnemingen van uittreding daar beperkt is geweest. Bovendien kan het effect van een toename van de AOW-leeftijd nog niet worden ingeschat, omdat in 2013 de AOW-leeftijd nog nauwelijks was toegenomen. Het is waarschijnlijk dat de arbeidsparticipatie van jongere cohorten daardoor wordt onderschat, maar de mate waarin en de manier waarop de hogere arbeidsparticipatie van jongere cohorten voor de pensioengerechtigde leeftijd zich vertaalt in participatie na de pensioengerechtigde leeftijd blijft vooralsnog onzeker. Tussen de twee jongste cohorten zijn nauwelijks verschillen in de participatiekans zichtbaar; de trend van toenemende participatie lijkt zich voor jongere cohorten niet door te zetten. Dit hangt echter samen met de aangenomen extrapolatie van de cohorteffecten. Verschillen in andere kenmerken tussen cohorten zorgen nauwelijks voor ontwikkelingen tussen cohorten.

**Figuur 4.1 Hogere geprognosticeerde kans op arbeidsparticipatie voor jongere geboortecohorten (arbeidsparticipatie indien werkzaam op 55-jarige leeftijd)**



Bron: SEO Economisch Onderzoek, prognoses op basis van CBS-microdata en modelschattingen. Degenen die geboren zijn tussen 1943 en 1975 waren in 2013 tussen 38 en 70 jaar oud en behoren dus tot de groep personen waarvoor prognoses van de participatie in 2015 tot en met 2030 gemaakt worden. Alleen de cohorten die in 2030 de pensioengerechtigde leeftijd bereikt hebben, zijn weergegeven. De prognoses zijn met stippellijntjes aangegeven, waar de arbeidsparticipatie al is geobserveerd in de data tot 2013, is gebruikgemaakt van een doorgetrokken lijn. De lijn voor cohort 1953-'58 ligt tussen de twee oudste cohorten in. Dit kan veroorzaakt worden door het doortrekken van geschatte cohorteffecten.

## 4.2 Scenario's

De voorgaande prognoses gaan uit van een extrapolatie van de situatie zoals die over de periode van 1999 tot en met 2013 is geweest. Met name de extrapolatie van cohorteffecten zorgt ervoor dat er tussen jongere cohorten weinig verschuivingen zichtbaar zijn. Daarnaast zijn de verschillen in achtergrondkenmerken tussen deze jongere cohorten zodanig beperkt dat deze niet voor substantiële variatie in arbeidsparticipatie tussen cohorten zorgt. De gevolgen van recente en toekomstige maatschappelijke of beleidsmatige veranderingen die de arbeidsparticipatie van alle cohorten kunnen beïnvloeden, zijn in de prognoses niet meegenomen. Om de mogelijke invloed van zulke veranderingen op de arbeidsparticipatie van ouderen in kaart te brengen, kunnen scenario's worden doorgerekend. Te denken valt aan de gevolgen van een toename in de (intensiteit van) mantelzorg, een verandering in het verloop van de arbeidsduur over leeftijd en veranderingen in de beroepsstructuur die invloed hebben op de arbeidsbelasting.

Tabel 4.1 geeft een overzicht van een zevental doorgerekende scenario's en de manier waarop dit in de gezondheidsmodellen en/of de arbeidsparticipatiemodellen is doorgevoerd. De tabel maakt onderscheid tussen directe effecten op de arbeidsparticipatie via de variabelen in het participatiemodel en indirecte effecten op de arbeidsparticipatie via de variabelen in de gezondheidsmodellen. Er is voor gekozen om de indirecte gevolgen van veranderingen in de opleidingsstructuur en meer deeltijdwerk via gezondheid niet mee te nemen in de doorrekening, om zo puur de directe effecten hiervan op de arbeidsparticipatie in kaart te brengen. De resultaten van de doorrekening van alle scenario's zijn samengevat in Tabel 4.2. De effecten zijn tot en met de leeftijd van 65 jaar in beeld gebracht.<sup>18</sup>

**Tabel 4.1 Scenario's voor de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie van ouderen**

Scenario	Operationalisatie	Direct effect	Indirect effect (via gezondheid)
ouderenmaatregelen binnen het HR-beleid	50% afname van de fysieke en psychosociale werkbelasting voor de gehele populatie	nee	ja, via werkbelasting in de gezondheidsmodellen (excl. ervaren gezondheid)
mantelzorg	verslechtering van de geestelijke gezondheid (depressie) via een generieke toename van de kans op depressie van 5 procentpunt voor de gehele populatie	ja, via gezondheid in participatiemodel	nee
opleidingsstructuur	geef jongere cohorten opleidingsniveau cf. verdeling onder 55- tot 70-jarigen in 2013	ja, via opleidingsniveau in participatiemodel	niet meegenomen in de doorrekening
route deeltijdwerk	snellere afloop van arbeidsduur naar het niveau op de pensioengerechtigde leeftijd (65 jaar) voor de gehele populatie	ja, via arbeidsduur in participatiemodel	niet meegenomen in de doorrekening
zware beroepen	afkappen fysieke werkbelasting van de 20% zwaarste fysieke belastingen en afkappen psychosociale werkbelasting van de 10% zwaarste psychosociale werkbelastingen voor de gehele populatie	nee	ja, via werkbelasting in de gezondheidsmodellen (excl. ervaren gezondheid)
sociaaleconomische status	inkomensstijging van 7,5% voor de gehele populatie	ja, via totaal fiscaal loon in participatiemodel	nee
verbetering van de gezondheid vanaf 63 jaar	afname van de kans op depressie (5%-punt), chronische ziekte (20%-punt) en moeite met traplopen (10%-punt) voor de gehele populatie vanaf 63 jaar	ja, via de voorspelde kans op depressie, chronische ziekten en moeite met traplopen	nee

Bron: SEO Economisch Onderzoek

Ouderenmaatregelen via het HR-beleid kunnen ervoor zorgen dat de arbeidsbelasting voor ouderen generiek afneemt. Dat werkt door in de gezondheidsontwikkeling over leeftijd en heeft via die route mogelijk invloed op de participatiebeslissing van ouderen. Er is in dit scenario uitsluitend

<sup>18</sup> In de data waarop het model is geschat is maar beperkt sprake van participatie en uittreding na 65-jarige leeftijd, zodat de prognoses in deze leeftijdsrange niet met voldoende zekerheid kunnen worden gemaakt.

sprake van een indirect effect op de arbeidsparticipatie. Tabel 4.2 laat de procentuele afwijkingen in de voorspelde gemiddelde participatiekans ten opzichte van het basispad zien op iedere leeftijd tussen 55 en 65 jaar. De verwachte gevolgen van de vermindering van de werkbelasting op de arbeidsparticipatie via de voorspelde gezondheidsmaten, is zeer beperkt. De gemiddelde participatiekansen in dit scenario wijken niet significant af van die in het basispad.

**Tabel 4.2 Arbeidsparticipatie van ouderen vooral beïnvloed door de mate van deeltijdarbeid en koopkracht**

leeftijd	Scenario 1 HR-ouderen- maatregelen	Scenario 2 Mantelzorg	Scenario 3 Opleidings- structuur	Scenario 4 Route deel- tijdwerk	Scenario 5 Zware be- roepen	Scenario 6 Koopkracht	Scenario 7 Verbetering gezondheid
55	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
56	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
57	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%	0,1%	0,0%
58	0,0%	0,0%	-0,1%	-0,1%	0,0%	0,1%	0,0%
59	0,0%	0,0%	-0,1%	-0,1%	0,0%	0,2%	0,0%
60	0,0%	0,0%	-0,1%	-0,2%	0,0%	0,3%	0,0%
61	0,0%	0,0%	-0,1%	-0,4%	0,0%	0,3%	0,0%
62	0,0%	0,0%	-0,1%	-0,8%	0,0%	0,4%	0,0%
63	0,0%	0,0%	-0,1%	-1,3%	0,0%	0,4%	0,2%
64	-0,1%	0,0%	-0,1%	-1,8%	0,0%	0,5%	0,5%
65	0,0%	0,0%	-0,1%	-1,8%	0,0%	0,5%	0,3%

Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van CBS-microdata, schattingen van het arbeidsparticipatiemodel en extrapolatie.

Een tweede scenario brengt de gevolgen van het in toenemende mate verlenen van mantelzorg op de uittredingsbeslissing van ouderen in beeld. Uit onderzoek van Van Soest et al. (2016) blijkt geen bewijs te zijn voor een effect van het geven van mantelzorg op de arbeidsparticipatie of het aantal gewerkte uren. Wel is er een effect van mantelzorg op de geestelijke gezondheid, wat op zijn beurt van invloed kan zijn op de arbeidsparticipatie van ouderen. Het door Van Soest et al. (2016) geschatte effect van mantelzorg op de geestelijke gezondheid is aanzienlijk: een 50 procent toename in het aantal symptomen van depressie. In de geschatte gezondheids- en participatiemodellen wordt dit meegenomen door de kans op depressie voor iedereen met vijf procentpunt te verhogen. Dat is een aanzienlijke toename gelet op een gemiddelde kans op depressie van tussen de 15 en 20 procent (zie Paragraaf 2.5). De tweede kolom van Tabel 4.2 illustreert de gevolgen op de arbeidsparticipatie van een generieke verslechtering in de geestelijke gezondheid door het verlenen van mantelzorg. Net als in het eerste scenario is er nauwelijks sprake van een verandering in de arbeidsparticipatiekansen naar leeftijd. De verschillen tussen het basispad en het doorgerekende scenario zijn niet significant.

Het derde scenario brengt de effecten van wijzigingen in het opleidingsniveau van ouderen in beeld. Een steeds groter deel van de bevolking is hoger opgeleid. Deze wijzigingen in de opleidingsstructuur hebben hun weerslag op de arbeidsparticipatie, aangezien de modelschattingen van het participatiemodel laten zien dat er een significant verschil is in de uitstroomkans voor laag, middelbaar en hoog opgeleiden. De geprognosticeerde arbeidsparticipatie van ouderen in het basispad bevat

deze verandering in de opleidingsstructuur al, omdat het geobserveerde opleidingsniveau van degenen jonger dan 55 jaar in 2013 is gebruikt. Om te zien wat de gevolgen zijn van de veranderingen in het opleidingsniveau, rekent het derde scenario met geïmputeerde opleidingsniveaus die zodanig gekozen zijn dat de aandelen laag, middelbaar en hoog opgeleiden overeenstemmen met de geobserveerde aandelen onder 55- tot 70-jarigen in 2013.<sup>19</sup> Dat betekent dat het opleidingsniveau gemiddeld lager wordt verondersteld dan de meest recente verwachting. Tabel 4.2 (kolom 3) brengt de gevolgen van deze veranderingen in opleidingsstructuur in kaart. De resultaten laten zien dat de arbeidsparticipatie op latere leeftijd lager zou zijn wanneer de jongere generaties gemiddeld hetzelfde (lagere) opleidingsniveau hadden gehad als de oudere generaties. De omvang van de verschillen is significant maar klein, met een maximaal verschil van 0,14 procent.

De mogelijkheden voor vroegtijdige uittreding zijn in de loop der jaren sterk gewijzigd. Dit kan gevolgen hebben voor de omvang van de arbeidsduur van ouderen in de toekomst. Zo behoort een meer geleidelijke afloop in de arbeidsduur tot aan de (verhoogde) pensioengerechtigde leeftijd tot de mogelijk toekomstige ontwikkelingen. De gevolgen van een wijziging in de ontwikkeling van de arbeidsduur van mensen tot aan hun pensioenleeftijd zijn doorgerekend in het vierde scenario.<sup>20</sup> De resulterende afwijkingen in participatiekansen naar leeftijd ten opzichte van het basispad zijn opgenomen in de vierde kolom van Tabel 4.2. Een meer geleidelijke (en dus sterkere) afname van de arbeidsduur tot aan de pensioengerechtigde leeftijd heeft aanzienlijke gevolgen voor de arbeidsparticipatie. Zo is de gemiddelde arbeidsparticipatiekans kort voor de pensioengerechtigde leeftijd ongeveer 1,8 procent lager in dit scenario dan in het basispad. De participatiekans uit het scenario is voor alle leeftijden significant verschillend van de participatiekans in het basispad. Dit komt omdat ouderen met een kortere werkweek een grotere kans hebben om vervroegd uit te treden. Tegelijkertijd werd in paragraaf 3.4 vastgesteld dat ouderen die langer blijven doorwerken hun werkweek rond de AOW-leeftijd vaak aanzienlijk verkorten. Het impliceert dat een verkorting van de gemiddelde arbeidsduur de arbeidsparticipatie van ouderen onder de AOW-leeftijd significant kan verlagen, maar tegelijkertijd dat een kortere werkweek een alternatief kan zijn voor volledige pensionering rond de AOW-leeftijd.

Ook de beroepenstructuur kan in de toekomst aan verandering onderhevig zijn. Een van de mogelijkheden is dat de beroepen die op dit moment worden aangemerkt als ‘zware beroepen’ in de toekomst gepaard zullen gaan met een beperktere arbeidsbelasting. De arbeidsbelasting kan op haar beurt via de verschillende gezondheidsmaten van invloed zijn op de uittredingsbeslissing. De beperking in de arbeidsbelasting van zware beroepen wordt in het vijfde scenario doorgerekend door de fysieke werkbelasting van de 20 procent zwaarste beroepen te verlagen evenals de psychosociale werkbelasting van de 10 procent zwaarste beroepen.<sup>21</sup> Er is echter geen effect van een beperktere

<sup>19</sup> De geobserveerde aandelen met een laag, middelbaar en hoog opleidingsniveau voor werkende 55- tot 70-jarigen komen van CBS StatLine (Arbeidsdeelname; onderwijsniveau). Dat komt neer op 27,0 procent laag opgeleiden, 39,1 procent middelbaar opgeleiden en 33,9 procent hoog opgeleiden.

<sup>20</sup> De gemiddelde ontwikkeling in de arbeidsduur liet een scherpe daling zien van 64- op 65-jarige leeftijd. Het scenario smeert deze daling naar rato uit over alle voorliggende leeftijden, om vervolgens op 65-jarige leeftijd op dezelfde arbeidsduur uit te komen. De arbeidsduur op 55-jarige leeftijd wordt hierbij ongewijzigd gelaten en er wordt rekening gehouden met het feit dat de arbeidsduur op 56- en 57-jarige leeftijd minder sterk afneemt dan op 62- en 63-jarige leeftijd (zoals geobserveerd in de gemiddelde arbeidsduren naar leeftijd).

<sup>21</sup> Er is geen sprake van een sterke samenloop van hoge fysieke werkbelasting en hoge psychosociale werkbelasting. Dat betekent dat het afkappen van de werkbelastingvariabelen gevolgen kan hebben voor verschillende beroepen.

arbeidsbelasting in zware beroepen op de arbeidsparticipatie. Het ontbreken van een effect kan samenhangen met de imputatie van de werkbelastingsvariabelen en dus met de beperkte variatie in deze maatstaven voor werkbelasting. Daardoor kan een onderschatting optreden.

De koopkracht van ouderen kan de toekomstige arbeidsparticipatie eveneens beïnvloeden. Het zesde scenario operationaliseert dit via een 7,5 procent toename van het bruto fiscaal loon. Tabel 4.2 laat de resultaten voor de geprognosticeerde arbeidsparticipatie zien. De gevolgen van de toegenomen koopkracht op de gemiddelde participatiekans nemen toe met leeftijd en zijn positief. Een toename van de koopkracht gaat gepaard met een verhoogde participatiekans. Op iedere leeftijd is sprake van een significant verschil ten opzichte van de participatiekans uit het basispad. Het substitutie-effect (werken wordt aantrekkelijker bij een hoger inkomen) van een toename in het bruto fiscaal loon domineert het inkomenseffect (bij een hoger loon kan meer consumptie van onder meer vrije tijd plaatsvinden).

Tot slot is in een scenario doorgerekend welke gevolgen een verbetering van de gezondheid van personen rond de pensioengerechtigde leeftijd (vanaf 63 jaar) voor de arbeidsparticipatie zou betekenen (zie Tabel 4.1). De resultaten in de laatste kolom van Tabel 4.2 geven aan dat dit slechts een klein positief effect heeft op de arbeidsparticipatie van 63- tot 65- jarigen.

Naast de geschetste scenario's is een aantal ontwikkelingen van belang voor de arbeidsparticipatie van ouderen die niet meegenomen kunnen worden in een scenario. Allereerst betreft het de stijging van de pensioengerechtigde leeftijd in de komende jaren en de latere koppeling aan de levensverwachting. Doordat het participatiemodel is geschat op gegevens tot en met 2013, kunnen de effecten van een stijging van de pensioenleeftijd nog niet worden vastgesteld en zijn deze nog niet opgenomen in de geschatte cohortdummy's. Uit dit onderzoek volgen daarom geen cijfers die extrapolatie van de gevolgen van de ontwikkelingen in de AOW-leeftijd voor de komende jaren mogelijk maakt. Nader onderzoek op het moment dat recentere gegevens beschikbaar zijn voor cohorten die te maken hebben met een gestegen AOW-leeftijd zou hier meer inzicht in kunnen geven.

Al met al hebben de onderscheiden scenario's weinig invloed op de gemiddelde participatiekans naar leeftijd. Er is een significant effect te zien van de veranderende opleidingsstructuur, een snellere overstap naar meer deeltijdwerk, een toename van de koopkracht en een verbetering van de gezondheid, maar de omvang van de effecten is zeer beperkt. In veel van de scenario's loopt het mogelijke effect via gezondheid, terwijl de geschatte invloed van de diverse gezondheidsmaten soms tegen elkaar in lijkt te gaan. Dat kan de beperkte effecten in de scenario's mogelijk deels verklaren.





## 5 Conclusies

*Gezondheid speelt een belangrijke rol in de uittredingsbeslissing van oudere werkenden in de leeftijd van 55 tot 70 jaar. Gegeven de verwachte gezondheidsontwikkeling met het stijgen van de leeftijd, blijkt uit prognoses dat de arbeidsparticipatie van jongere cohorten tot 2030 zal toenemen. Dit is echter vooral het gevolg van een veranderend arbeidsparticipatiegedrag over cohorten dat deels is veroorzaakt door beleidswijzigingen in het recente verleden.*

Op basis van modellen voor gezondheidsontwikkelingen in de tijd voor verschillende cohorten en voor ontwikkelingen in uittreedgedrag in de tijd, wordt in dit rapport de ontwikkeling in arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen verklaard en geprognosticeerd tot 2030. Met behulp van deze analyses en prognoses kan een antwoord worden gegeven op de onderzoeksvragen zoals beschreven in Hoofdstuk 1.

***Wat is de invloed van de (arbeidsgerelateerde) gezondheid op de arbeidsparticipatie van oudere werknemers (55+), met name in de leeftijd van 65 tot 70 jaar, en hoe zal die naar verwachting veranderen tot 2030?***

De gezondheid van oudere werkenden in de leeftijd van 55 tot 70 jaar heeft een significante invloed op hun uittredingsbeslissing. Er is daarbij een belangrijk verschil in het effect van gezondheid tot pakweg 63-jarige leeftijd en op nog latere leeftijd. Vanaf de leeftijd van 63 jaar wordt de gezondheidssituatie belangrijker voor de keuze om te blijven werken of uit te treden. Tegelijkertijd is de gezondheidsontwikkeling over leeftijd niet sterk veranderd voor achtereenvolgende geboortecohorten (er is geen sprake van een sterke verandering in het gemiddelde gezondheidsniveau gegeven een bepaalde leeftijd en opleidingsniveau) en vormen gezondheidsontwikkelingen in het uittredingsmodel niet onmiddellijk een verklaring voor de groei in de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen. Los van gezondheidsontwikkelingen laat het geschatte arbeidsparticipatiemodel namelijk zien dat de participatiekans voor jongere cohorten hoger ligt dan voor oudere cohorten. Bovendien maken jongere cohorten bij uittreding minder vaak gebruik van arbeidsongeschiktheid als uittreedroute en is in mindere mate sprake van vervroegde uittreding van de arbeidsmarkt. Dat heeft voor een belangrijk deel te maken met beleidswijzigingen in het recente verleden.

Wordt gekeken naar verschillen in de gezondheidsontwikkeling tussen cohorten, dan lijken die er nauwelijks te zijn, anders dan samenhangend met een steeds hoger opleidingsniveau, waardoor de gezondheid gemiddeld toeneemt in de tijd. Er is geen sprake van een sterke verandering in het gemiddelde gezondheidsniveau gegeven een bepaalde leeftijd en opleidingsniveau, waardoor het gemakkelijker zou zijn om langer door te werken

De prognoses van de arbeidsparticipatie van 55- tot 70-jarigen tot 2030 laten zien dat de geobserveerde verschillen tussen cohorten zich ook tot 2030 naar verwachting nog vertalen in een toegenomen arbeidsparticipatie. Dat kan niet worden herleid tot verschillen in achtergrondkenmerken tussen cohorten. Verschillen in achtergrondkenmerken leiden op zich tot verschillen in arbeidsparticipatie. Zo is de arbeidsparticipatie van mensen met een hogere sociaaleconomische status (hogere opleiding, hoger inkomen) hoger, en is de kans op uittreding van werkenden met een kortere werkweek groter. Maar de verschillen in achtergrondkenmerken tussen cohorten zijn dusdanig gering dat die niet de verandering in de toekomstige arbeidsparticipatie kunnen verklaren. De groei

van de arbeidsparticipatie wordt mogelijk nog onderschat, omdat het effect van een verhoging van de AOW-leeftijd niet kan worden meegenomen.

***Welke gezondheidsaspecten beginnen meer op te spelen naarmate de leeftijd vordert? Leveren deze gezondheidsaspecten arbeidsbeperkingen op? In hoeverre zijn deze arbeidsbeperkingen beroepsspecifiek?***

Uit de analyses blijkt dat van alle bestudeerde gezondheidsaspecten de kans op functionele beperkingen gemiddeld genomen het sterkst toeneemt tussen 55 en 70 jaar (kwadratisch), gevolgd door de kans op chronische ziekten (bij benadering lineair). Dat geldt vrijwel voor alle chronische ziekten in de analyse, i.c. osteoartrose, hartziekten, chronische longziekten, diabetes en kanker. Een uitzondering vormt reumatoïde artritis, waarvoor geen significante ontwikkeling over leeftijd wordt vastgesteld. Functionele beperkingen en chronische ziekten zijn derhalve gezondheidsaspecten die het meest gaan opspelen naarmate de leeftijd vordert. Bij depressieve klachten en de algemene gezondheidsbeleving is nauwelijks een ontwikkeling met leeftijd waar te nemen. Hetzelfde geldt voor cognitie in de bestudeerde leeftijdsgroep. Wel neemt de kans op een ziekenhuisopname en het gebruik van meerdere verschillende soorten medicijnen toe met leeftijd, al is die groei in de leeftijdsgroep van 55 tot 70 jaar nog relatief beperkt.

***Wat valt in generieke zin te zeggen over aanpassingen in de taakeisen van beroepen om de arbeidsgelerateerde gezondheid op peil te houden?***

In het onderzoek is nauwelijks een invloed gevonden van fysieke of psychosociale werkbelasting van beroepen op de gezondheid van mensen in die beroepen. Derhalve kan ook geen verband worden gelegd tussen aanpassingen in taakeisen van beroepen en de arbeidsgelerateerde gezondheid.

***Wat is de invloed van chronische ziekten op uittreedgedrag?***

Het huidige onderzoek analyseert de invloed van verschillende gezondheidsmaten op het uittreedgedrag van ouderen. De meeste van deze gezondheidsmaten blijken invloed te hebben op de uitredingsbeslissing. De schattingen van het arbeidsparticipatiemodel laten zien dat de aanwezigheid van chronische ziekten een significant effect heeft op de uitstroomkans in de richting van arbeidsongeschiktheid en in overige richting.

***Wat is de invloed van leefstijl (sociaaleconomische status) op uittreedgedrag? Wat is de invloed op langer doorwerken van veranderingen in de opleiding- en de beroepenstructuur?***

De invloed van diverse sociaaleconomische factoren op het uittreedgedrag van ouderen is in dit onderzoek expliciet in kaart gebracht. Het opleidingsniveau heeft een significante invloed op de arbeidsparticipatie, waarbij een hoger opleidingsniveau geassocieerd is met een hogere arbeidsparticipatie. De veranderde opleidingsstructuur heeft daardoor invloed op de geprognosticeerde arbeidsparticipatie van ouderen tot 2030, zij het beperkt. Datzelfde geldt voor inkomen: een toename van de koopkracht zal de arbeidsparticipatie van ouderen naar verwachting doen toenemen. De gevolgen van een verandering in de beroepenstructuur is in het onderzoek eveneens doorgerekend door de werkbelasting te variëren. De gevolgen hiervan voor de arbeidsparticipatie zijn beperkter, maar dat kan ook te maken hebben met de uitsluitend indirecte werking via gezondheid in de modellering.

***Hoe kan het gedragseffect van de wettelijke verhoging van de AOW-gerechtigde leeftijd worden bepaald en hoe wordt dit effect in de vooruitberekening meegenomen? Loopt de feitelijke pensioneringsleeftijd gelijk op met de wettelijke stijging van de AOW-gerechtigde leeftijd?***

Het is in dit onderzoek niet mogelijk gebleken om de gedragseffecten van een wettelijke verhoging van de AOW-gerechtigde leeftijd voldoende betrouwbaar in te schatten. De gegevens die voor de analyses zijn gebruikt, bevatten nog niet de periode waarin wijzigingen in de pensioengerechtigde leeftijd zijn doorgevoerd. De gedragseffecten kunnen daardoor niet empirisch worden vastgesteld. Wel laten de analyses zien dat er een trend is richting verminderde vroegtijdige uittreding, maar dat tegelijkertijd de participatiekans rond de pensioengerechtigde leeftijd van 65 jaar voor de oudste cohorten weer rond hetzelfde niveau ligt. Doorwerken na de pensioengerechtigde leeftijd is niet sterk toegenomen in de afgelopen decennia.

***Welke veronderstellingen kunnen worden gemaakt ten aanzien van de verdeling van zorgtaken voor hoogbejaarde ouders ten laste van de WMO en ten laste van mantelzorg? Hoe wordt het effect van mantelzorg op de pensioneringsleeftijd bepaald?***

Uit eerder onderzoek van Van Soest et al. (2016) blijkt de directe invloed van het verlenen van mantelzorg op de arbeidsduur en de arbeidsparticipatie niet significant. Wel laten de onderzoeksresultaten zien dat er sprake is van een indirect effect via de geestelijke gezondheid. Zo'n verslechtering van de geestelijke gezondheid als gevolg van het verlenen van mantelzorg is in het huidige onderzoek doorgerekend op effecten voor de arbeidsparticipatie van ouderen. De resultaten van dit scenario laten geen significant effect zien op de participatiekans naar leeftijd. Het verlenen van mantelzorg blijkt op deze indirecte wijze gemiddeld genomen dus geen substantiële gevolgen te hebben voor vervroegde uittreding uit de arbeidsmarkt.

***Suggesties voor verder onderzoek***

De relatie tussen arbeidsparticipatie en gezondheid kan twee kanten op werken. In de modellering van arbeid en gezondheid moet daar rekening mee worden gehouden. In dit onderzoek is gekozen voor een aanpak waarin de gezondheidsontwikkeling, gegeven de arbeidsmarktsituatie, is geschat op gegevens uit het LASA-onderzoek, om aan de hand daarvan een voorspelling te maken van de gezondheidsontwikkeling van Nederlandse ouderen in de leeftijd van 55 tot 70 jaar. Het verklaaringsmodel voor gezondheidsontwikkelingen kan in deze aanpak op basis van de LASA-gegevens slechts worden gebaseerd op een beperkt aantal verklarende factoren die ook in de CBS-gegevens beschikbaar zijn. Dat heeft tot gevolg dat de voorspelde gezondheid slechts beperkt varieert. Daarmee resulteert een onderschatting van het effect van gezondheid op arbeidsparticipatie in het uittredingsmodel. De wederkerige relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie zou idealiter geschat moeten worden op voldoende longitudinale gegevens over gezondheid en arbeidsparticipatie van dezelfde personen over een langere periode. Wanneer die gegevens voor de Nederlandse situatie beschikbaar zouden komen, dan zou nogmaals gekeken moeten worden naar de relatie tussen gezondheid en arbeidsparticipatie bij oudere werkenden.

De gegevens die zijn gebruikt om het arbeidsparticipatiemodel op te schatten, betreffen de periode 1999 tot en met 2013. Door deze beperking in de beschikbaarheid van gegevens kan het effect van de veranderde AOW-leeftijd niet worden ingeschat, omdat de AOW-leeftijd pas vanaf 2013 geleidelijk is verhoogd. Om die reden is het ook niet mogelijk gebleken de invloed van de stijgende

gemiddelde pensioengerechtigde leeftijd in een scenario door te rekenen. Wanneer recentere gegevens beschikbaar komen, kan de invloed van de pensioengerechtigde leeftijd op de duur tot uittreding van de arbeidsmarkt wel worden onderzocht.

## Literatuur

- Aittomäki, A., Lahelma, e., Roos, E., Leino-Arjas, P. & Martikainen, P. (2005). Gender differences in the association of age with physical workload and functioning. *Occupational and Environmental Medicine*, 62, (2). 95-100.
- Allen, K.D., Chen, J.C., Callahan, L.F., Golightly, Y.M., Helmick, C.G., Renner, J.B. & Jordan, J.M. (2010). Associations of occupational tasks with knee and hip osteoarthritis: the Johnston County Osteoarthritis Project. *Journal of Rheumatology*, 37, (4). 842-850.
- Almond, D. (2006). Is the 1918 influenza pandemic over? Long-term effects of in utero influenza exposure in the post-1940 U.S. population. *Journal of Political Economy*, 114, (4). 672-712.
- Almond, D. & Currie, J. (2011). Killing me softly: the fetal origins hypothesis. *Journal of Economic Perspectives*, 25, (3). 153-172.
- Arts, K. & Otten, F. (2013). Sociaaleconomische trends 2013: Stijgende arbeidsparticipatie en minder uittreding bij ouderen. Den Haag: Centraal bureau voor de Statistiek.
- Beekman, A.T., Deeg, D.J., Van Limbeek, J., Braam, A.W., De Vries, M.Z., Van Tilburg, W. (1997). Criterion validity of the Center for Epidemiologic Studies Depression scale (CES-D): results from a community-based sample of older subjects in the Netherlands. *Psychological Medicine*, 27, (1). 231-235.
- Van den Berg, T.I., Elders, L.A.M. & Burdorf, A. (2010). Influence of health and work on early retirement. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 52, (6): 576-583.
- Boot, C.R., Deeg, D.J.H., Abma, T., Rijs, K.J., van der Pas, S., van Tilburg, T.G. & van der Beek, A.J. (2014). Predictors of having paid work in older workers with and without chronic disease: A 3-year prospective cohort study. *Journal of Occupational Rehabilitation*, 24, (3). 563-572.
- Börsch-Supan, A. & Schnabel, R. (1998). Social security and declining labor-force participation in Germany. *American Economic Review*, 88, (2). 173-178.
- Börsch-Supan, A. (2000). Incentive effects of social security on labor force participation: Evidence in Germany and across Europe. *Journal of Public Economics*, 78(1-2), 25-49.
- Bound, J., Schoenbaum, M., Stinebrickner, T.R. & Waidmann, T. (1999). The dynamic effects of health on labor force transitions of older workers. *Labour Economics*, 6, (2). 179-202
- Den Butter, F. & Mihaylov, E. (2013). Veranderende vaardigheden op de Nederlandse arbeidsmarkt. *Economisch Statistische Berichten*, 98, (4670). 618-621.

- CBS (2016). Centraal Bureau voor de Statistiek <https://www.cbs.nl/nl-nl/visualisaties/resterende-gezonde---levensverwachting>. Bezocht op: 07-10-2016.
- Christensen, B.J. & Kallestrup-Lamb, M. (2012). The impact of health changes on labor supply: evidence from merged data on individual objective medical diagnosis codes and early retirement behavior. *Health Economics*, 21, (S1). 56-100.
- Clays, E., Leynen, F., de Bacquer, D., Kornitzer, M., Kittel, F., Karasek, R. & de Backer, G. (2007). High job strain and ambulatory blood pressure in middle-aged men and women from the Belgian job stress study. *Journal of Occupational and Environmental Medicine*, 49, (4). 360-367.
- Collewet, M. & De Koning, J. (2011). Hoeveel werken is gezond? SEOR working paper no. 2011/3.
- Comijs, H.C., Dik, M.G., Deeg, D.J.H. & Jonker, C. (2005). The impact of change in cognitive functioning and cognitive decline on disability, well-being, and the use of health care services in older persons: Results of the Longitudinal Aging Study Amsterdam. *Dementia and Geriatric Cognitive Disorders*, 19, (5-6). 316-323.
- Crimmins, E.M. & Beltrán-Sánchez, H. (2011). Mortality and morbidity trends: is there compression of morbidity? *Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences and Social Sciences*, 66B, (1). 75-86.
- Van Dijk, F.J.H., Van Dormolen, M., Kompier, M.A.J. & Meijman, T.F. (1990). Herwaardering model belasting-belastbaarheid. *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 68, (1). 3-10.
- Euwals, R., Van Vuuren, D. & Wolthoff, R. (2010). Early retirement behaviour in The Netherlands: Evidence from a policy reform. *De Economist*, 158, (3). 209-236.
- Euwals, R. & Van Vuren, A. & Van Vuuren, D. (2012). The decline of substitute pathways into retirement: Empirical evidence from the Dutch health care sector. *Social Security Review*, 65, (3). 101-122.
- Folstein, M.F., Folstein, S.E. & McHugh, P.R. (1975). Mini-mental state: A practical method for grading the cognitive state of patients for the clinician. *Journal of Psychiatric Research*, 12, (3). 189-198.
- Galenkamp, H., Braam, A.W., Huisman, M. & Deeg, D.J.H. (2012). Seventeen-year time trend in poor self-rated health in older adults: changing contributions of chronic diseases and disability. *European Journal of Public Health*, 23. 511-517.
- Galenkamp, H., Huisman, M., Braam, A.W., Schellevis, F.G. & Deeg, D.J. (2014). Disease prevalence based on older people's self-reports increased, but patient-general practitioner agreement remained stable, 1992-2009. *Journal of Clinical Epidemiology*, 67(7). 773-780.

- Galobardes, B., Shaw, M., Lawlor, D.A., Lynch, J.W. & Davey Smith, G. (2006). Indicators of socioeconomic position (part 1). *Journal of Epidemiology & Community Health*, 60, (1). 7-12.
- Gilbert-Ouimet, M., Trudel, X., Brisson, C., Milot, & Vézina, M. (2014). Adverse effects of psychosocial work factors on blood pressure: systematic review of studies on demand-control-support and effort-reward imbalance models. *Scandinavian Journal of Work Environment and Health*, 40, (2). 109-132.
- De Groot, N. & Koning, P. (2016). Assessing the effects of disability insurance experience rating: the case of The Netherlands. *Labour Economics*, te verschijnen.
- Harbers, M. M. & Hoeymans, N. (2013). Gezondheid en maatschappelijke participatie: Themarapport Volksgezondheid Toekomst Verkenning 2014, RIVM Rapport 010003001, Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu, Ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport.
- Helasoja, V., Lahelma, E., Prattala, R., Klumbiene, J., Pudule, I., & Tekkel, M. (2006). Trends in the magnitude of educational inequalities in health in Estonia, Latvia, Lithuania and Finland during 1994-2004. *Public Health*, 120(9), 841-853.
- Van den Heuvel, S. & de Wind, A. (2015). Health and health-related behavior. In: Hasselhorn HM, Apt W. Understanding employment participation of older workers: creating a knowledge base for future labour market challenges. Research Report. Federal Ministry of Labour and Social Affairs (BMAS) and Federal Institute for Occupational Safety and Health (BMuA). Berlin: BMAS/BMuA.
- Hoogendijk, E.O., Broese van Groenou, M.I., Van Tilburg, T.G. & Deeg, D.J.H. (2008) Educational differences in functional limitations: comparisons of 55-65-year-olds in the Netherlands in 1992 and 2002. *International Journal of Public Health*, 53(6), 281-289.
- Hoogendijk, E.O., Deeg, D.J.H., Poppelaars, J., Van der Horst, M., Broese van Groenou, M.I., Comijs, H.C., Pasman, H.R.W., Van Schoor, N.M., Suanet, B., Thomése, F., Van Tilburg, T.G., Visser, M. & Huisman, M (2016). The Longitudinal Aging Study Amsterdam: cohort update 2016 and main findings. *European Journal of Epidemiology*, 31, (9). 927-945.
- Huisman, M., Poppelaars, J., Van der Horst, M., Beekman, A.T.F., Brug, J., Van Tilburg, T.G. & Deeg, D.J.H. (2011). Cohort Profile. The Longitudinal Aging Study Amsterdam. *International Journal of Epidemiology*, 40, (4). 868-876.
- Ihle, A., Borella, E., Rahnfeld, M., Müller, S., Enge, S., Hacker, W., Wegge, J., Oris, M. & Kliegel, M. (2015). The role of cognitive resources for subjective work ability and health in nursing. *European Journal of Ageing*, 12, (2). 131-140.
- Jette, A.M. & Badley, E. (2000). Conceptual issues in the measurement of disability. In Mathiowetz, N. & Wunderlich, G.S. (eds.), Survey of measurement of work disability: summary of a workshop (pp. 4-27). Washington DC: National Academy Press.



- Johansson, P., Laun, L. & Palme, M. (2015). Health, work capacity and retirement in Sweden. IFAU working paper, 2015-29.
- De Jong, P., Lindeboom, M. & Van der Klaauw, B. (2011). Screening disability insurance applications. *Journal of the European Economic Association*, 9, (1). 106-129.
- De Jonge, J., Bosma, H., Peter, R., & Siegrist, J. (2000) Job strain, effort-reward imbalance and employee well-being: a large-scale cross-sectional study. *Social Science & Medicine*, 50, (9). 1317-1327.
- Kapteyn, A. & De Vos, K. (1998). Social security and labor-force participation in the Netherlands. *American Economic Review*, 88, (2). 164-167.
- Karpansalo, M., Kauhanen, J., Lakka, T.A., Manninen, P., Kaplan, G.A. & Salonen, J.T. (2005). Depression and early retirement. Prospective population based study in middle aged men. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 59, (1). 70-74.
- Karasek, R.A. & Theorell, T. Healthy work: stress, productivity and the reconstruction of working life. New York, NY: Basic Books, 1990.
- Kerkhofs, M.J.M. & Lindeboom, M. (1995). Subjective health measures and state dependent reporting errors. *Health Economics*, 4, (3). 221-235.
- Koning, P.W.C. & Lindeboom, M. (2015). The rise and fall of disability insurance enrollment in the Netherlands. *Journal of Economic Perspectives*, 29, (2). 151-172.
- Koning, P. W.C. & Van Sonsbeek, J.-M. (2016). Making disability work? The effects of financial incentives on partially disabled workers. IZA Discussion paper no. 9624.
- Koning, P. W.C. & Van Vuuren, D.J. (2010). Disability insurance and unemployment insurance as substitute pathways. *Applied Economics*, 42, (5). 575-588.
- Kriegsman, D.M.W., Deeg, D.J.H., Van Eijk, J.Th.M., Penninx, B.W.J.H., Boeke, A.J.P. (1997). Do disease specific characteristics add to the explanation of mobility limitations in patients with different chronic diseases?: A study in the Netherlands. *Journal of Epidemiology and Community Health*, 51, (6). 676-685.
- Last, J.A. (1995). Dictionary of Epidemiology. 3rd edition. Oxford: Oxford University Press.
- Leijten, F.R.M., van den Heuvel, S.G., Ybema, J.F., Robroek, S.J.W. & Burdorf, A.(2013). Do work factors modify the association between chronic health problems and sickness absence among older employees? *Scandinavian Journal of Work Environment and Health*; 39 (5). 477-485.
- Leijten F.R.M., de Wind A., van den Heuvel S.G., Ybema J.F., van der Beek A.J., Robroek S.J.W. & Burdorf A. (2015). The influence of chronic health problems and work-related factors on loss of paid employment among older workers. *Journal of Epidemiology & Community Health*; 69, (11). 1058-1065.

- Lindeboom, M. & Kerkhofs, M. (2009). Health and work of the elderly: Subjective health measures, reporting errors and endogeneity in the relationship between health and work. *Journal of Applied Econometrics*, 24, (6). 1024-1046.
- Mackenbach, J.P. (1994). Ongezonde verschillen. Over sociale stratificatie in Nederland. Assen: van Gorcum.
- Michaud, P.C. & A. van Soest (2004), Health and Wealth of Elderly Couples: Causality Tests Using Dynamic Panel Data Models. IZA discussion paper no. 1312.
- Nationaal Kompas Volksgezondheid, 2014a. <http://www.nationaalkompas.nl/gezondheid-en-ziekte/ziekten-en-aandoeningen/psychische-stoornissen/depressie/omvang/>. Bezocht op: 08-12-2015.
- Nationaal Kompas Volksgezondheid, 2014b. <http://www.nationaalkompas.nl/gezondheid-en-ziekte/ziekten-en-aandoeningen/kanker/omvang/>. Bezocht op: 08-12-2015.
- Nationaal Kompas Volksgezondheid, 2014c. <http://www.nationaalkompas.nl/bevolking/sociaal-economische-status/samenhang/>. Bezocht op: 08-12-2015.
- Nationaal Kompas Volksgezondheid, 2014d. <http://www.nationaalkompas.nl/gezondheid-en-ziekte/functioneren-en-kwaliteit-van-leven/ervaren-gezondheid/zijn-er-verschillen-naar-etniciteit/>. Bezocht op: 08-08-2016.
- Nationaal Kompas Volksgezondheid, 2014e. <http://www.nationaalkompas.nl/gezondheid-en-ziekte/ziekten-en-aandoeningen/chronische-ziekten-en-multimorbiditeit/trend/>. Bezocht op: 08-08-2016.
- Van der Noordt, M., IJzelenberg, H., Droomers, M. & Proper, K.I. (2014). Health effects of employment: a systematic review of prospective studies. *Occupational & Environmental Medicine*, 71, (10). 730-736.
- Van Oyen, H., Van der Heyden, J., Perenboom, R. & Jagger, C. (2006). Monitoring population disability: evaluation of a new Global Activity Limitation Indicator (GALI). *Sozial- und Präventivmedizin*, 51, (3). 153-161.
- Prina, A.M., Deeg, D.J.H. Brayne, C., Beekman, A.J. & Huisman, M. (2012). The Association between Depressive Symptoms and Non-Psychiatric Hospitalisation in Older Adults. *PLoS One*; 7, (4). e34821.
- Pudrovska, T. & Karraker, A. (2014). Gender, job authority, and depression. *Journal of Health and Social Behavior*, 55, (4). 424-441.
- Radloff, L.S. (1977). The CES-D scale: a self-report depression scale for research in the general population. *Applied Psychological Measurement*; 1, (3). 385-401.

- Van Rijn, R.M., Robroek, S.J.W., Brouwer, S. & Burdorf, A. (2014). Influence of poor health on exit from paid employment: a systematic review. *Occupational Environmental Medicine*, 71, (4). 295-301.
- Rijs, K.J., van der Pas, S., Geuskens, G.A., Cozijnsen, R., Koppes, L.L.J., Van der Beek, A.J. & Deeg, D.J.H. (2014). Development and validation of a physical and psychosocial Job-Exposure Matrix in older and retired workers. *Annals of Occupational Hygiene*, 58, (2). 152-170.
- Rijs, K.J., van den Kommer, T.N., Comijs, H.C. & Deeg, D.J. (2015). Prevalence and incidence of memory complaints in employed compared to non-employed aged 55-64 years and the role of employment characteristics. *PLoS One*, 10, (3). e0119192.
- Robroek, S.J.W., Reeuwijk, K.G., Hillier, F.C., Bambra, C.L., van Rijn, R.M. & Burdorf, A. (2013). The contribution of overweight, obesity, and lack of physical activity to exit from paid employment: a meta-analysis. *Scandinavian Journal of Work, Environment and Health*; 39, (3). 233-240.
- Robroek, S.J.W., Rongen, A., Arts, C.H., Otten, F.W.H., Burdorf, A. & Schuring, M. (2015). Educational inequalities in exit from paid employment among Dutch workers: the influence of health, lifestyle and work. *PloS One*, 10, (8). e0134867.
- Sadiraj, K., Heyma, A. & Groot, I. (2006), On the Causality of SES on Health, SEO Economisch Onderzoek, concept paper.
- Schuring, M., Mackenbach, J., Voorham, T. & Burdorf, A. (2011). The effect of re-employment on perceived health. *Journal of Epidemiology & Community Health*; 65, (7). 639-644.
- Skalli, A., Johansson, E. & Theodossiou, I. (2006). Are the healthier wealthier or the wealthier healthier? The European Evidence. Helsinki: ETLA.
- Van Soest, A. & Ciccarelli, N. (2016). Mantelzorg, arbeidsparticipatie en gezondheid. Onderzoek uitgevoerd in opdracht van het ministerie van SZW. Tilburg: Tilburg University.
- Van Sonsbeek, J.L.A. (1988). Methodological and substantial aspects of the OECD indicator of chronic functional limitations. *Maandbericht Gezondheid*, 88, (6). 4-17.
- Staubli, S. (2011). The impact of stricter criteria for disability insurance on labor force participation. *Journal of Public Economics*, 95, (9-10). 1223-1235.
- Szubert, Z. & Sobala, W. (2005). Current determinants of early retirement among blue collar workers in Poland. *International Journal of Occupational Medicine and Environmental Health*, 18, (2). 177-184.
- Van der Torre, W., Van de Ven, H.A., Dirven, H.J., De Vroome, E.M.M., Schous, F.J., Preenen, P.T.Y., Danielsson, P. & Van den Bossche, S.N.J. (2016). Duurzame inzetbaarheid: zpz'ers

versus werknemers. De duurzame inzetbaarheid van zelfstandig ondernemers en werknemers vergeleken. TNO, Leiden.

- Verbrugge, L.M. & Jette, A.M. (1994). The disablement process. *Social Science & Medicine*, 38, (1). 1-14.
- Vergheze, J., Wang, C., Xue, X., & Holtzer, R. (2008). Self-reported difficulty in climbing up or down stairs in nondisabled elderly. *Archives of Physical and Medical Rehabilitation*, 89, 100-104.
- Visser, M., Pluijm, S.M.F., van der Horst, M.H.L., Poppelaars, J.L.& Deeg, D.J.H. (2005). Leefstijl van 55-64-jarige Nederlanders minder gezond in 2002/'03 dan in 1992/'93. *Nederlands Tijdschrift voor de Geneeskunde*, 149, (53). 2973-2978.
- De Vos, K., Kapteyn, A. & Kalwij, A. (2012). Disability insurance and labor market exit routes of older workers in the Netherlands. In: Wise, D.A. (ed.), *Social Security programs and retirement around the world: Historical trends in mortality and health, employment, and disability insurance participation and reforms* (pp. 419-447). Chicago: University of Chicago Press.
- VZinfo, 2016a. <https://www.volksgezondheidszorg.info/onderwerp/chronische-ziekten-en-multimorbiditeit/cijfers-context/prevalentie#node-prevalentie-chronische-ziekte-naar-leeftijd-en-geslacht>. Bezocht op: 08-08-2016.
- VZinfo, 2016b. <https://www.volksgezondheidszorg.info/onderwerp/lichamelijk-functioneren/cijfers-context/huidige-situatie#node-beperkingen-naar-leeftijd>. Bezocht op: 08-08-2016.
- VZinfo, 2016c. <https://www.volksgezondheidszorg.info/onderwerp/ervaren-gezondheid/cijfers-context/huidige-situatie#node-prevalentie-ervaren-gezondheid-volwassenen>. Bezocht op: 08-08-2016.
- VZinfo, 2016d. <https://www.volksgezondheidszorg.info/onderwerp/ervaren-gezondheid/cijfers-context/bevolkingsgroepen#node-ervaren-gezondheid-naar-opleidingsniveau-hele-bevolking-mannenvrouwen>. Bezocht op: 08-08-2016.
- Wingen, M. & Otten, F. (2009). Burgerlijke staat, recente verwezuiging en gezondheidsindicatoren van ouderen. *Bevolkingstrends*, 1e kwartaal 2009. Centraal Bureau voor de Statistiek.



# Bijlage A Beschrijving onderzoeksgegevens

## Bijlage A.1 LASA dataset

De analyse van gezondheidsontwikkelingen maakt gebruik van de Longitudinal Aging Study Amsterdam (LASA). LASA is een multidisciplinair, longitudinaal onderzoek dat in 1991 is geïnitieerd door het ministerie van Volksgezondheid, Welzijn en Sport om voorspellers en gevolgen van veroudering te onderzoeken. De dataverzameling wordt uitgevoerd door de Vrije Universiteit en het VU medisch centrum. LASA richt zich op fysiek, emotioneel, cognitief en sociaal functioneren tijdens het ouder worden en is bedoeld om verbanden te leggen tussen deze componenten, veranderingen van deze componenten in de loop van de tijd binnen en tussen de respondenten te monitoren en om de gevolgen van veranderingen te bepalen.

De LASA-deelnemers vormen een nationaal representatieve steekproef van aanvankelijk 55- tot 85-jarigen. De respondenten zijn geselecteerd uit drie verschillende regio's: Amsterdam, Oss en Zwolle. In 1992-1993 startte het eerste cohort van 3107 respondenten van 55 tot 85 jaar oud. De respondenten worden elke drie jaar twee keer face-to-face geïnterviewd. In het eerste interview komen met name algemene zaken aan de orde en in het tweede interview, dat 2-6 weken daarop volgt, medische vraagstukken en metingen. In 2002-2003 is het eerste cohort aangevuld met een tweede cohort, dat bestaat uit 1002 55- tot 65-jarigen uit dezelfde regio's. In 2012-2013 zijn nog eens 1023 respondenten van 55 tot 65 jaar toegevoegd; zij vormen het derde cohort. De exacte aantallen en jaartallen van de dataverzameling kunnen worden terugvonden in Huisman et al., 2011 en via [www.lasa-vu.nl](http://www.lasa-vu.nl).

### Benodigde gegevens

De in het huidige onderzoek uitgevoerde analyse van gezondheidsontwikkelingen maakt gebruik van de eerste twee LASA-cohorten. Van beide cohorten zijn de eerste vier meetmomenten gebruikt zodat respondenten over een periode van 9 jaar kunnen worden gevolgd. Voor iedere observatie is bekend tot welk cohort de respondent behoort en in welk jaar de gegevens zijn verzameld. Naast achtergrondkenmerken van respondenten, zoals leeftijd, geslacht, etniciteit, burgerlijke staat, opleidingsniveau en het LASA-cohort waarvan respondenten onderdeel uitmaken, bevat de dataset informatie over diverse gezondheidsmaten en arbeidsgerelateerde kenmerken. In de analyses wordt gekeken naar een viertal gezondheidsmaten: ervaren gezondheid, de aanwezigheid van ten minste één chronische ziekte, de aanwezigheid van moeite met traplopen en de aanwezigheid van depressieve klachten. Naast de arbeidsmarktstatus (betaald werk, arbeidsongeschikt, ingeschreven bij een arbeidsbureau of niet-werkend vanwege pensioen of om andere redenen) worden kenmerken van de baan opgenomen in de analyses. Het gaat daarbij om het type dienstverband (vast, tijdelijk contract, uitzendkracht of zelfstandig), leidinggevende taken, de arbeidsduur in uren per week, het netto maandelijks inkomen en het beroep (volgens de SBC'92 classificering).

### Constructie van variabelen

Er wordt een aantal variabelen geconstrueerd uit de oorspronkelijke gegevens. Allereerst worden de gezondheidsmaten vertaald in dummy-variabelen. Ten tweede worden de verschillende vragen over arbeidsmarktstatus bewerkt, zodat deze op elkaar aansluiten. Ten slotte wordt de informatie over het beroep van de respondent gebruikt om maten voor fysieke werkbelasting, psychosociale werkbelasting en psychosociale steun te construeren aan de hand van de Job-Exposure Matrix (Rijs et al., 2014).

### *Gezondheidsmaten*

In de interviews van LASA wordt aan de respondenten een vraag gesteld over hun ervaren gezondheid met daarbij vijf antwoordmogelijkheden. Dit wordt vertaald in een dummy-variabele die aangeeft of een respondent een goede of zeer goede ervaren gezondheid heeft, dan wel een matige of slechte gezondheid ervaart.

Ten tweede beantwoorden respondenten vragen over de aanwezigheid van diverse chronische ziekten. De aanwezigheid van longziekten, hart- of vaatziekten, vasculaire aandoeningen, diabetes mellitus, doorgemaakt CVA (beroerte), osteoartrose, reumatoïde artritis en kanker worden gebruikt in de constructie van een dummy-variabele die aangeeft of een persoon ten minste één chronische aandoening heeft.

Een derde veelgebruikte gezondheidsmaat is de aanwezigheid van functionele beperkingen. Vanwege de afstemming met gegevens in het SSB (zie 0) kan uitsluitend naar moeite met traplopen worden gekeken. Respondenten kunnen hierbij uit vijf antwoordcategorieën kiezen. Dit wordt vertaald in een dummy-variabele voor de aanwezigheid van moeite met traplopen, waarbij “ja, zonder moeite” als 0 is gecodeerd, terwijl “met enige moeite”, “met veel moeite”, “alleen met hulp” of “dat kan niet” als 1 zijn gecodeerd.

Ten slotte wordt een indicator voor de aanwezigheid van depressieve klachten geconstrueerd. Deze indicator wordt gebaseerd op drie vragen over de geestelijke gezondheid van respondenten (zie 0 voor meer details). Op elk van de vragen kan de respondent antwoorden met zelden of nooit, soms, vaak of (bijna) altijd. De meest positieve categorie (niet neerslachtig, geen depressief gevoel en een gelukkig gevoel) krijgt een score 0, de meest negatieve categorie krijgt een score 3. De scores worden opgeteld en vervolgens gedichotomiseerd tot een dummy-variabele. Het afkappunt daarvoor is zo gekozen dat een somscore van 3 of hoger aanwezigheid van depressieve klachten aangeeft (dummy gelijk aan 1), terwijl een somscore van 2 of lager geen (substantiële) depressieve klachten aangeeft (dummy gelijk aan 0).<sup>22</sup>

### *Arbeidsgerelateerde kenmerken*

De vragen over het hebben van betaald werk, arbeidsongeschiktheid, inschrijving als werkloze bij een arbeidsbureau en pensionering worden gecombineerd om indicatoren voor de arbeidsmarktstatus van respondenten samen te stellen. De mogelijke categorieën zijn werkend, arbeidsongeschikt, werkloos of niet-werkend om overige redenen. Deze laatste categorie omvat zowel pensionering als andere (onbekende) redenen voor het niet hebben van een betaalde baan. Vrijwillige inactiviteit kan daar dus ook onder vallen. Werkloosheid is uiteindelijk niet als aparte arbeidsmarktstatus opgenomen maar samengevoegd met overige redenen niet-werkend, omdat het aantal werklozen in LASA te klein was om apart in de analyses te kunnen betrekken.

Bij werkende respondenten is het beroep uitgevraagd en gecodeerd volgens de Standaard Beroepenclassificatie 1992 (SBC'92-indeling). Aan de hand hiervan kan een indeling van het beroepsniveau (laag, middelbaar, hoog) worden gemaakt. Bovendien kan op basis van de eerste twee cijfers van de SBC'92-code via de Job-Exposure Matrix een vertaling naar scores op fysieke werkbelasting, psychosociale werkbelasting en psychosociale steun worden geconstrueerd (Rijs et al., 2014). De fysieke werkbelasting wordt berekend door scores op drie aspecten (gebruik van kracht, werken in

<sup>22</sup> Om het afkappunt te bepalen is gekeken naar de correlatie met een 0/1-uitkomst gegenereerd aan de hand van het afkappunt dat normaliter wordt gebruikt voor de CES-D gevalideerde vragenlijst voor depressie. De score groter dan of gelijk aan 3 heeft met een Pearson correlatie van 0,660 de hoogste correlatie met het afkappunt van de gehele vragenlijst.

een oncomfortabele houding en het doen van herhaaldelijke bewegingen) te combineren. Op elk aspect kan 0, 1 of 2 worden gescoord (laag, midden, hoog). De fysieke werkbelasting ligt daarmee tussen 0 en 6. Hetzelfde geldt voor de psychosociale werkbelasting, die wordt samengesteld uit scores op het werken onder tijdsdruk, taakeisen en cognitieve eisen. Voor beide maten betekent een hoge score een hoge werkbelasting. De score op psychosociale steun wordt bepaald door vier aspecten samen te voegen, te weten autonomie, variatie in activiteiten, steun van collega's en steun van de leidinggevende. De psychosociale steun ligt daarmee tussen 0 en 8.

Andere arbeidsgerelateerde kenmerken zijn de arbeidsduur in uren per week, het type dienstverband en het hebben van leidinggevende taken. De arbeidsduur wordt gemaximeerd op 60 uur. De LASA-enquête legt respondenten de volgende antwoordmogelijkheden voor het type dienstverband voor: vaste baan, tijdelijke baan met arbeidscontract, tijdelijke baan via een uitzendbureau, zelfstandige/eigen bedrijf/eigen praktijk, werk op freelance basis, werk in gezins- of familiebedrijf (niet op loonlijst) of een ander type dienstverband. Dit is vertaald in drie categorieën (vast/tijdelijk/zelfstandig). Tijdelijk via uitzendbureau en freelance werk zijn samen genomen in de categorie tijdelijk, vast omvat zowel een vaste baan als een tijdelijke baan met een arbeidscontract. Het werken in een familiebedrijf en andere typen dienstverbanden zijn op 'onbekend type dienstverband' gezet. Er wordt zowel een dummy voor het hebben van leidinggevende taken geconstrueerd als een variabele die aangeeft of er aan 1 tot en met 4 of aan 5 of meer personen leiding wordt gegeven.

In sommige gevallen zijn arbeidsgerelateerde kenmerken ook ingevuld voor respondenten die hadden aangegeven geen betaald werk te hebben. In deze gevallen zijn de arbeidsgerelateerde kenmerken gecorrigeerd en op nul gezet.

#### *Achtergrondkenmerken*

Respondenten worden gevraagd naar het hoogst behaalde opleidingsniveau. Dit wordt vertaald in een maat voor laag/middelbaar/hog opgeleid. Laag opgeleid bestaat uit de categorieën "geen afgeronde opleiding", "lager algemeen onderwijs" en "lager beroepsonderwijs", middelbaar opgeleid omvat "middelbaar algemeen onderwijs", "middelbaar beroepsonderwijs" en "voortgezet algemeen onderwijs" en hoog opgeleid bestaat uit "hoger beroepsonderwijs", "hoger algemeen onderwijs" en "wetenschappelijk onderwijs".

Tevens wordt de burgerlijke staat van respondenten geobserveerd. Er wordt hierbij onderscheid gemaakt tussen "nooit gehuwd geweest", "gehuwd/geregistreerd partnerschap", "gescheiden" en "verweduwd". De leeftijd van respondenten wordt geobserveerd in jaren. Aan de hand daarvan worden dummy's geconstrueerd voor het geboortecohort van respondenten. Daarbij wordt onderscheid gemaakt tussen de geboortecohorten 1923 tot en met 1930, 1931 tot en met 1935, 1936 tot en met 1940, 1940 tot en met 1945 en 1946 tot en met 1949. Bovendien vraagt de enquête naar de nationaliteit van respondenten. Dit wordt vertaald in een dummy voor het hebben van een nationaliteit anders dan de Nederlandse.

#### **Samenstellen van het analysebestand**

Niet alle personen in een LASA-cohort kunnen de gehele periode van 9 jaar worden gevolgd. Mogelijke redenen zijn overlijden, weigering of gebrek aan mogelijkheden van de respondent om nog deel te nemen. Met name in het laatste geval bestaat het risico dat de uitval uit de enquête selectief is. Dit percentage is echter zeer klein, variërend tussen 5 procent en 7 procent per meetmoment (Hoogendijk et al., 2016). Respondenten worden gevolgd tot het moment dat ze uitvallen uit de enquête. Het aantal beschikbare datapunten komt neer op een totaal van 4109 respondenten en 12.921 observaties.



Voor respondenten die door de tijd gevolgd kunnen worden, kunnen transities in de gerapporteerde arbeidsmarktstatus optreden. Er is gekozen om werkloosheid niet als aparte arbeidsmarkt-situatie mee te nemen, omdat het aantal respondenten met deze arbeidsmarktstatus te klein is om het verschil voldoende nauwkeurig te kunnen identificeren. In de voorbereikte LASA-dataset trad een tweetal transities in arbeidsmarktstatus op die zijn aangepast:

1. Transities van niet-werken vanwege arbeidsongeschiktheid of overig (inclusief pensionering en werkloosheid) naar een onbekende arbeidsmarktstatus.
2. Transities van een bepaalde reden voor niet-werken (arbeidsongeschikt, overig (inclusief pensioen en werkloosheid)) naar een andere reden voor niet-werken.

Omdat we geïnteresseerd zijn in de uittreedroute van respondenten, beperken we ons in beide gevallen tot de reden voor niet-werken die als eerste is geobserveerd. Dat betekent dat een onbekende arbeidsmarktstatus of een alternatieve reden voor niet-werken na een observatie met niet-werken (vanwege arbeidsongeschiktheid of overige redenen) wordt vervangen door niet-werken met dezelfde reden als in eerste instantie is geobserveerd. Voor de meeste respondenten (3042) levert dit geen wijzigingen op, voor 937 respondenten wordt één arbeidsmarktstatus aangepast en voor 130 respondenten zijn er 2 of meer wijzigingen in de arbeidsmarktstatus. Transities van niet-werkend naar werkend zijn niet aangepast.

Een klein aantal respondenten heeft een onbekend opleidingsniveau (3 respondenten, 6 observaties). Omdat het om een te klein aantal respondenten gaat om een aparte dummy-variabele voor de missende informatie op te nemen, zijn deze observaties uit alle analyses verwijderd.

Respondenten worden uitsluitend meegenomen in de periode waarin zij tussen de 55 en 70 jaar oud zijn. Daardoor verdwijnen 5656 observaties uit het analysebestand. Het uiteindelijke analysebestand bevat 7251 observaties voor 2559 verschillende respondenten. Gemiddeld worden respondenten dus 2,8 keer geobserveerd.

### **Beschrijvende statistieken**

Het eerste LASA-cohort bevat aanzienlijk meer respondenten dan het tweede LASA-cohort. Dit is weergegeven in Tabel A.1. In 1993 (eerste cohort) zijn 1555 respondenten ondervraagd, terwijl in de eerste ondervraging van het tweede cohort gegevens over 997 respondenten zijn verzameld. Er is sprake van uitval uit het analysebestand over tijd, veroorzaakt door uitval uit de enquête, of het feit dat respondenten de leeftijd van 70 bereiken.

Tabel A.2 bevat beschrijvende statistieken van de personen in het LASA-analysebestand.<sup>23</sup> Tabel A.3 laat in meer detail de samenstelling van het analysebestand naar leeftijd en geboortecohort zien. Het merendeel van de respondenten behoort tot de oudste geboortecohorten. Het analysebestand bevat iets meer vrouwen. Bovendien zijn er relatief veel respondenten laag opgeleid. Er is slechts een zeer klein aantal respondenten met uitsluitend een niet-Nederlandse nationaliteit.

Voor bijna 70 procent van de persoon-jaar observaties is sprake van een (zeer) goede ervaren gezondheid. Chronische ziekten komen vrij veel voor (ruim 60 procent van de persoon-jaar observaties), terwijl moeite met traplopen en depressie veel minder frequent worden geobserveerd (15 tot 20 procent van de persoon-jaar observaties).

<sup>23</sup> De meeste persoonskenmerken die in Tabel A.2 zijn opgenomen, veranderen niet over tijd. De beschrijvende statistieken daarover zijn gebaseerd op personen in plaats van persoon-jaar observaties. Dit is aangeduid met "(n = 2.559)".

De meeste observaties zijn voor personen die om overige redenen niet werken (o.a. pensionering). Het merendeel van de werkenden heeft een vast dienstverband. Hun gemiddelde arbeidsduur is 27 uur per week en de meesten hebben geen leidinggevende taken.

**Tabel A.1** Tweede LASA-cohort is kleiner in omvang dan het eerste cohort

Jaar van dataverzameling	Cohort	Aantal respondenten in analysebestand
1993	cohort 1	1.555
1996	cohort 1	1.134
1999	cohort 1	801
2002	cohort 1	517
2003	cohort 2	997
2006	cohort 2	908
2009	cohort 2	814
2012	cohort 2	525

Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc.

Ten slotte laten Figuur A.1, Figuur A.2 en Figuur A.3 zien hoe het aandeel werkenden, het aandeel arbeidsongeschikten en het aandeel personen dat niet werkt om overige redenen zich ontwikkelt met leeftijd voor de verschillende geboortecohorten. Het aandeel werkenden ligt op alle leeftijden iets hoger voor de jongste geboortecohorten. In elk cohort is een dalend patroon met leeftijd te zien. Het aandeel arbeidsongeschikten is vrij stabiel tot de pensioengerechtigde leeftijd. Daarna zien we in de meeste cohorten een afname. Er is geen sprake van sterke verschillen in het aandeel arbeidsongeschikten naar geboortecohort. Figuur A.3 laat een sterke toename zien met leeftijd in het aandeel personen dat niet werkt om redenen anders dan arbeidsongeschiktheid. Voor de jongere cohorten ligt hun aandeel iets lager.

Tabel A.2 Beschrijvende statistieken van het analysebestand

Variabele	Percentage / gemiddelde
<b>Achtergrondkenmerken</b>	
vrouw (n = 2.559)	52,9%
LASA-cohort 1 (n = 2.559)	60,8%
laag opgeleid (n = 2.559)	51,7%
middelbaar opgeleid (n = 2.559)	32,1%
hoog opgeleid (n = 2.559)	16,2%
allochtoon (n = 2.559)	0,7%
<b>burgerlijke staat</b>	
nooit gehuwd geweest	5,6%
gehuwd/geregistreerd partnerschap	75,5%
gescheiden	7,7%
verweduwd	11,2%
geboortecohort 1923 t/m 1930 (n = 2.559)	31,4%
geboortecohort 1931 t/m 1935 (n = 2.559)	19,1%
geboortecohort 1936 t/m 1940 (n = 2.559)	18,0%
geboortecohort 1941 t/m 1945 (n = 2.559)	18,9%
geboortecohort 1946 t/m 1949 (n = 2.559)	12,6%
maandlijks netto inkomen (na inflatiecorrectie)	€ 1.840,98
inkomen onbekend	13,9%
<b>Gezondheidsmaten</b>	
goede/zeer goede ervaren gezondheid (n = 6.934)	68,9%
aanwezigheid van chronische ziekte(n) (n = 6.936)	61,7%
moeite met traplopen (n = 6.125)	19,7%
aanwezigheid van depressieve klachten (n = 6.893)	16,8%
<b>Arbeidsgerelateerde kenmerken</b>	
<b>Werkend (n = 7.251)</b>	
vast dienstverband (n = 1.479)	39,6%
flexibel dienstverband (n = 1.479)	12,2%
zelfstandige (n = 1.479)	19,3%
type dienstverband onbekend (n = 1.479)	28,9%
arbeidsduur in uren per week (afgekapt op 60) (n = 1.479)	27,0
arbeidsduur onbekend (n = 1.479)	1,3%
leidinggevende taken (n = 1.479)	24,4%
onbekend of leidinggevende taken (n = 1.479)	14,5%
leiding aan 0 personen (n = 1.479)	61,1%
leiding aan 1 t/m 4 personen (n = 1.479)	11,6%
leiding aan 5 of meer personen (n = 1.479)	12,8%
fysieke werkbelasting (score 0 – 6) (n = 1.479)	1,60
psychosociale werkbelasting (score 0 – 6) (n = 1.479)	1,21
psychosociale steun (score 0 – 8) (n = 1.479)	1,69
werkbelasting onbekend (n = 1.479)	15,0%
arbeidsongeschikt (n = 7.251)	12,1%
gepensioneerd / werkloos / overige reden niet-werkend (n = 7.251)	65,2%
arbeidsmarktstatus onbekend (n = 7.251)	2,3%
totaal aantal observaties	7.251
totaal aantal respondenten	2.559

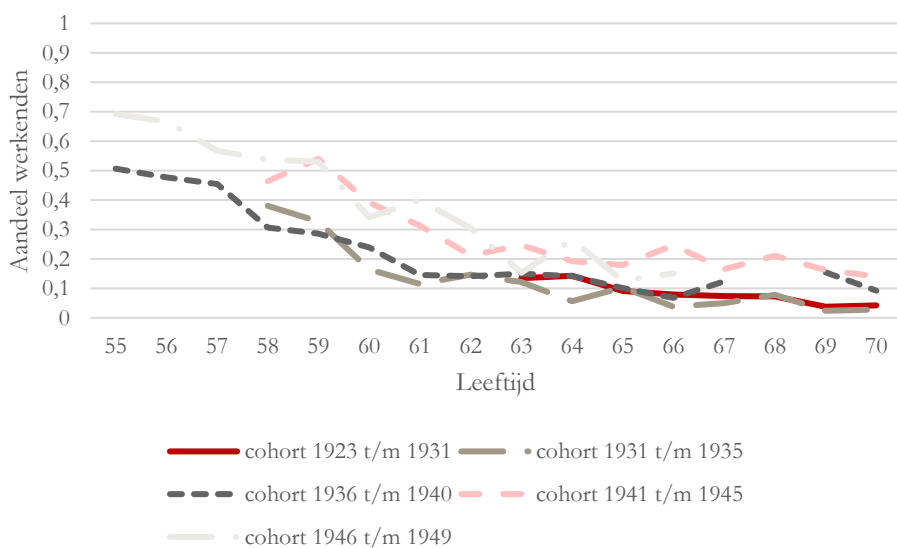
Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc.  
De meeste persoonskenmerken veranderen niet over tijd. De beschrijvende statistieken daarover zijn gebaseerd op personen in plaats van persoon-jaar observaties. Dit is aangeduid met "(n = 2559)" achter het betreffende kenmerk.

Tabel A.3 Omvang van het LASA-analysebestand naar geboortecohort en leeftijd

leeftijd	geboortecohort				
	cohort 1923 t/m 1930	cohort 1931 t/m 1935	cohort 1936 t/m 1940	cohort 1941 t/m 1945	cohort 1946 t/m 1949
55			75		104
56			88		123
57		3	99		97
58		92	62	84	82
59		101	77	87	113
60		110	96	97	88
61		174	62	182	80
62		197	78	184	115
63	111	90	173	85	72
64	98	178	163	166	64
65	110	164	69	167	103
66	177	104	162	89	73
67	189	160	97	145	
68	193	153	7	152	
69	265	83	78	74	
70	262	71	76	78	
Totaal	1405	1680	1462	1590	1114

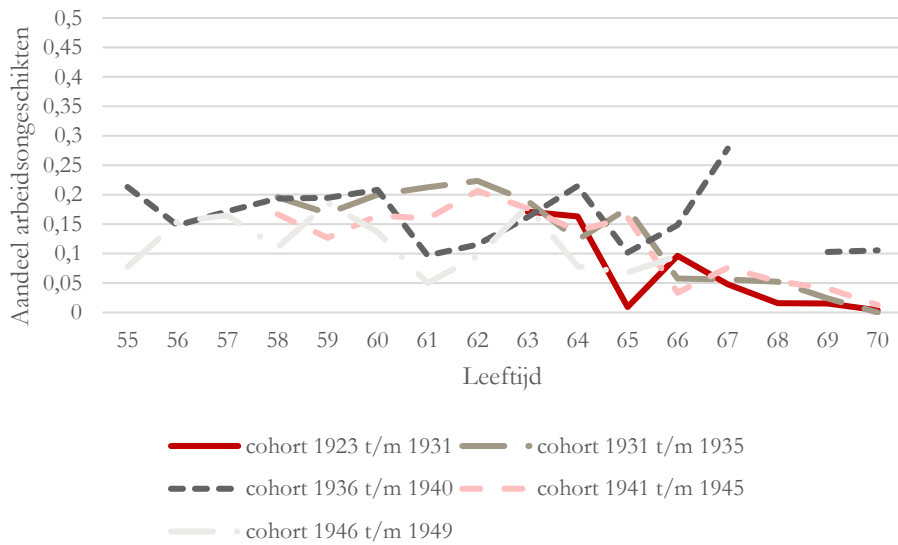
Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc.

Figuur A.1 Aandeel werkenden neemt af met leeftijd en ligt hoger voor de jongere cohorten



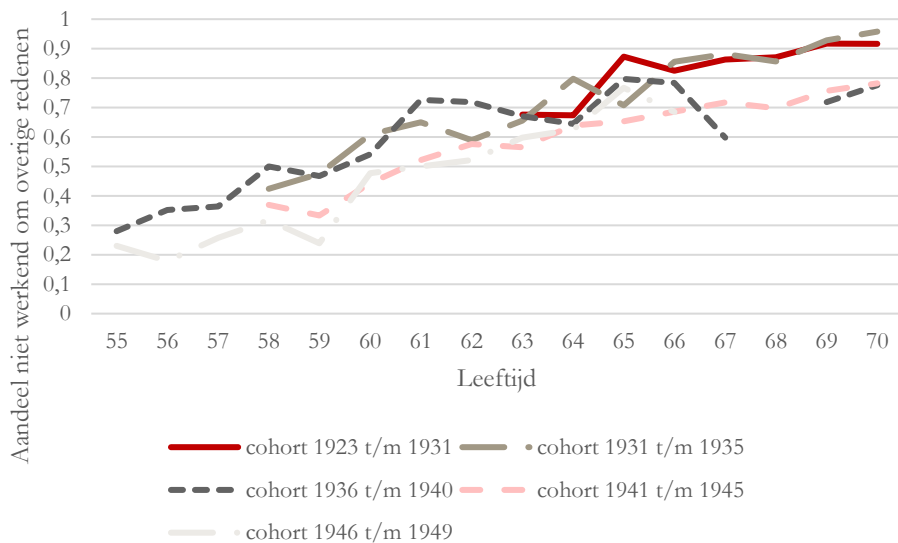
Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc. Indien aandelen voor een bepaald cohort op een bepaalde leeftijd gebaseerd zijn op minder dan 10 observaties, dan zijn deze niet ingetekend.

**Figuur A.2 Aandeel arbeidsongeschikten neemt iets af op latere leeftijd**



Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc.  
Indien aandelen voor een bepaald cohort op een bepaalde leeftijd gebaseerd zijn op minder dan 10 observaties, dan zijn deze niet ingetekend.

**Figuur A.3 Aandeel niet-werkend om overige redenen (o.a. pensionering) stijgt sterk met leeftijd**



Bron: LASA-data, bewerking door SEO Economisch Onderzoek en VUmc.  
Indien aandelen voor een bepaald cohort op een bepaalde leeftijd gebaseerd zijn op minder dan 10 observaties, dan zijn deze niet ingetekend.

## Bijlage A.2 SSB- en enquêtegegevens

Voor de analyse van arbeidsparticipatie van ouderen is in dit onderzoek gebruik gemaakt van gegevens in het Sociaal Statistisch Bestand (SSB) van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) en gegevens uit diverse enquêteonderzoeken die via het CBS beschikbaar zijn. In het bijzonder is gebruikgemaakt van de Enquête Beroepsbevolking (EBB), het Permanent Onderzoek Leefsituatie (POLS) en diens opvolger, de Gezondheidsenquête. Het SSB bestaat uit verschillende componenten die op individueel niveau aan elkaar te koppelen zijn. Ook de enquêtegegevens zijn op individueel niveau aan de SSB-gegevens toe te voegen. Deze koppelingen zijn mogelijk omdat de bestanden elk een versleuteld persoonsnummer bevatten.

In dit onderzoek worden bestanden met persoonsgegevens uit de Basisregistratie Personen (BRP) gecombineerd met registratiebestanden over banen en activiteiten van zelfstandigen, bestanden over de ontvangst van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen, bijstandsuitkeringen en WW-uitkeringen, een bestand met gegevens over opleidingsniveau en informatie over de huishoudsamenstelling. Afgezien van opleidingsniveau zijn deze gegevens integraal beschikbaar. Het opleidingsniveau is niet altijd bekend, vooral bij ouderen. Er wordt gebruikgemaakt van informatie over de jaren 1999 tot en met 2013.

### Samenstellen paneldatabestand

Uit deze bronbestanden wordt een longitudinaal analysebestand samengesteld. In dit longitudinale analysebestand komt elk individu één keer per jaar voor. Als jaarlijks peilmoment wordt drie maanden voor de geboortemaand van een individu gehanteerd. Er wordt gekeken naar de gegevens op de 5<sup>e</sup> dag van die maand, aangezien de exacte geboortedag niet in de data is opgenomen. Ieder individu heeft op die manier dus een eigen (jaarlijkse) persoonlijke peildatum waarop alle kenmerken worden geobserveerd. Personen worden uitsluitend gevolgd in de periode dat zij tussen de 55 en 70 jaar oud zijn.<sup>24</sup> Bovendien worden alleen die personen gevolgd die daadwerkelijk vanaf 55-jarige leeftijd geobserveerd kunnen worden en op 55-jarige leeftijd werkzaam zijn (als zelfstandige of in een baan). Degenen die op 55-jarige leeftijd werkloos zijn, vallen daarom buiten het analysebestand. Ook personen die op latere leeftijd immigreren, komen dus niet in het analysebestand voor. Personen worden niet langer meegenomen wanneer ze zijn overleden of wanneer ze om een andere reden niet langer onderdeel uitmaken van een huishouden (bijvoorbeeld vanwege emigratie). Wanneer personen een aantal jaren niet worden geobserveerd en vervolgens weer terugkeren in het bestand, worden zij volledig uit het paneldatabestand verwijderd.

Beschikbare persoonskenmerken zijn geslacht, leeftijd (in jaren), burgerlijke staat (ongehuwd, gehuwd/geregistreerd partnerschap, gescheiden of verweduwd) en etniciteit (vertaald in een dummy voor allochtoon of autochtoon). Daarnaast bevatten de bestanden gegevens over huishoudsamenstelling op basis waarvan indicatoren aangemaakt worden voor een eenpersoonshuishouden, een paar zonder kinderen, een paar met kinderen, een eenouderhuishouden en een instellingshuishouden of overig huishouden.<sup>25</sup> Het hoogst behaalde opleidingsniveau wordt in het HOOGSTEOPL-TAB-bestand slechts voor een gedeelte van de personen geobserveerd. Het opleidingsniveau wordt in drie categorieën (laag/midden/hoog) geclassificeerd aan de hand van de standaardindeling van het CBS. De informatie over opleidingsniveau is, onafhankelijk van het jaar van observatie, gebaseerd op het bestand uit 2013. Voor ouderen is namelijk de verwachting dat het opleidingsniveau

<sup>24</sup> De periode 1999 t/m 2013 omvat niet voldoende bestandsjaren om personen vanaf 55 tot en met 70 jaar te volgen. Personen worden daarom gevolgd tot en met 69-jarige leeftijd.

<sup>25</sup> Deze gegevens zijn geregistreerd in het GBAPERSONBUS-bestand, het GBAHUISHOUDENBUS-bestand en het GBABURGERLIJKESTAATBUS-bestand.

in principe constant is en dat het meest recente opleidingsniveau dus een goede benadering geeft van het opleidingsniveau in eerdere jaren.

Uit de banenregistraties (de BAANSOMMENTAB, BAANKENMERKENBUS, BETAB en ZELFSTANDIGENTAB-bestanden) kan informatie over de arbeidsmarktstatus van individuen op hun persoonlijke peildatum worden afgeleid. Een individu wordt gezien als werkend in een bepaald jaar indien hij/zij op zijn persoonlijke peildatum een baan heeft voor tenminste 1 uur in de week (deeltijdfactor minstens 0,025) of in het betreffende jaar als zelfstandige actief is. Indien een persoon in een jaar een baan heeft gehad én als zelfstandige actief is geweest, gaat voor de arbeidsmarktstatus de baan (met het geobserveerde type dienstverband) boven de status als zelfstandige.

In sommige gevallen hebben personen meerdere banen op een bepaald peilmoment. In dat geval worden de kenmerken, zoals type dienstverband, grootteklasse van het bedrijf en sector, van de baan met de grootste deeltijdfactor vastgesteld.<sup>26</sup> Wanneer dan nog steeds meerdere banen resterend, gaat een vast dienstverband boven een baan met een flexibel dienstverband (uitzend- of oproepkracht) en wordt in geval van inconsistenties in sector en bedrijfsgrootte getracht zoveel mogelijk informatie te bewaren en dus missende waarden op deze kenmerken te verwijderen. Voor een aantal personen blijven inconsistenties bestaan en wordt één record bewaard om de gegevens over sector en bedrijfsgrootte te selecteren.

Om de wekelijkse arbeidsduur van een baan vast te stellen, wordt de geobserveerde deeltijdfactor vermenigvuldigd met 40 uur.<sup>27</sup> De bestanden bevatten informatie over de sector waarin iemand werkzaam is via de SBI'93 en SBI'08-indelingen. Deze worden vertaald aan de hand van een vertaaltabel in zestien sector-indicatoren. Voor een gedeelte van de banen is deze informatie onbekend. Naast de sector bevatten de bestanden gegevens over de omvang van het bedrijf waar een persoon werkzaam is. Daarin wordt onderscheid gemaakt tussen zeer kleine (ten hoogste 1 werknemer), kleine (2 tot 10 werknemers), midden (10 tot 50 werknemers), grote (50 tot 200 werknemers) en zeer grote bedrijven (ten minste 200 werknemers). Tot slot wordt het totale fiscale loon vastgesteld dat in een bepaald jaar is verdiend. Dit wordt gebaseerd op alle banen van een persoon in een jaar. Soms is er in de gegevens sprake van negatieve lonen, deze worden op nul gezet. De lonen zijn gecorrigeerd voor inflatie.<sup>28</sup> Voor zelfstandigen zijn geen aanvullende arbeidsgerelateerde kenmerken beschikbaar.

Indien een persoon geen baan heeft en niet als zelfstandige actief is, kan het zijn dat hij/zij een uitkering ontvangt. Er wordt gebruikgemaakt van registraties van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen.

---

<sup>26</sup> In 1999 en 2000 is geen informatie over de deeltijdfactor en type dienstverband beschikbaar. Voor deze jaren wordt gebruikgemaakt van imputatie op basis van de observatie in 2001. Indien een persoon in 2001 een vast dienstverband had, wordt ervan uitgegaan dat dat ook voor een baan in 1999 en 2000 geldt. Had de persoon een flexibel dienstverband in 2001, dan is het uitgangspunt dat dat ook voor banen in 1999 en 2000 het geval is. Had een persoon in 2001 een vast of flexibel dienstverband, dan gaat dat boven zijn/haar status als zelfstandige in 1999 of 2000. Als een persoon geen baan had in 2001, maar wel in 1999 en/of 2000, dan wordt een vast dienstverband ingevuld. Voor de deeltijdfactor wordt de waarde uit 2001 ingevuld indien de persoon toen een baan had en ook in 1999 en/of 2000 een baan had. Als de persoon in 2001 geen baan had, en er dus geen deeltijdfactor is geobserveerd, wordt de gemiddelde deeltijdfactor in 2001 ingevuld.

<sup>27</sup> De arbeidsduur is ook uitgevraagd in de EBB. Om voor zoveel mogelijk personen informatie over de arbeidsduur te hebben, wordt gebruikgemaakt van de deeltijdfactor, omdat deze vanaf 2001 integraal beschikbaar is.

<sup>28</sup> Er is gebruikgemaakt van inflatiecijfers van CBS StatLine (Inflatie; CPI, vanaf 1963). De gebruikte inflatiecijfers zijn inclusief de effecten van veranderingen in de tarieven van productgebonden belastingen.

gen (AO), bijstandsuitkeringen en WW-uitkeringen om de arbeidsmarktstatus van individuen verder in te vullen.<sup>29</sup> Indien iemand op zijn persoonlijke peildatum een AO-uitkering ontvangt, wordt hij/zij geregistreerd als arbeidsongeschikt.<sup>30</sup> Wanneer een individu naast een AO-uitkering ook werkt, dan wordt hij/zij aangemerkt als werkend. We zijn namelijk geïnteresseerd in volledige uitstroom uit werk. Een bijstands- of WW-uitkering wordt vertaald in de arbeidsmarktstatus werkloos. Ook hier geldt dat personen met een baan naast de WW- of bijstandsuitkering als werkend worden aangemerkt. In alle andere gevallen dat iemand niet werkzaam is, wordt hij/zij geregistreerd als zijnde ‘niet-werkend om overige redenen’. Dit omvat (vroegtijdige) pensionering maar ook vrijwillige inactiviteit.

Gegevens over beroep en leidinggevende taken en over de te onderzoeken gezondheidsmaten zijn niet integraal beschikbaar in het SSB. Wel kan deze informatie uit de EBB worden gehaald. Daarnaast wordt de POLS-/Gezondheidsenquête aanvullend gebruikt om informatie over de gezondheid van individuen in het paneldatabestand op te nemen, eventueel aangevuld met gegevens uit de EBB over soortgelijke gezondheidsmaten. Beide enquêtes ondervragen niet voor een langere periode dezelfde individuen. Voor de jaren waarin geen observatie in de EBB of de Gezondheidsenquête is opgenomen, worden de eerder/later geobserveerde gegevens daarom ingevuld.<sup>31</sup> Daarvoor worden de volgende regels gehanteerd:

- Wanneer een individu één keer in de EBB of Gezondheidsenquête is geobserveerd wordt die observatie in alle jaren ingevuld;
- Wanneer een persoon twee keer in de EBB of Gezondheidsenquête is geobserveerd, wordt tot het moment van de eerste waarneming de eerste waarneming ingevuld. Na de eerste waarneming wordt de tweede waarneming ingevuld, zowel voor als na het moment waarop de tweede meting heeft plaatsgevonden;
- Indien er drie of meer observaties in de EBB of Gezondheidsenquête zijn voor een individu, wordt de eerste waarneming ingevuld tot en met het moment van de eerste waarneming. Vervolgens wordt de tweede waarneming ingevuld tot en met het moment van de tweede waarneming, enzovoort. De laatste waarneming wordt vanaf het moment van de een na laatste waarneming ingevuld, ook wanneer het een jaar betreft na het moment van de laatste waarneming in de EBB of Gezondheidsenquête.

Uit de EBB worden de beroepscode volgens de SBC'92-indeling, de leidinggevende taken en de algemene ervaren gezondheid gebruikt. De beroepscode wordt vertaald in scores op fysieke werkbelasting, psychosociale werkbelasting en psychosociale steun aan de hand van de Job-Exposure Matrix (Rijs et al., 2014). Uit de POLS-/Gezondheidsenquête worden de gegevens omtrent algemene ervaren gezondheid, functionele beperkingen, depressieve klachten en chronische ziekten gebruikt.

Alle arbeidsgerelateerde kenmerken worden op nul gezet wanneer een individu volgens de registratiebestanden niet werkzaam is.

Tot slot wordt het paneldatabestand aangevuld met een maat voor de stand van de conjunctuur, te weten de verhouding tussen het aantal vacatures en het aantal werklozen. Er wordt hiervoor ge-

<sup>29</sup> Deze gegevens zijn te vinden in de AOPERSONBUS-, WWPERSOONBUS- en BIJSTANDPERSOONBUS-bestanden.

<sup>30</sup> Voor de definitie van AO-ontvanger wordt geen onderscheid gemaakt naar type AO-uitkering (bv. Wajong, WAO, WAZ, IVA of WGA).

<sup>31</sup> Het gebruik van zulke ‘doorgetrokken’ gegevens kan tot gevolg hebben dat er minder variatie in gezondheid binnen individuen is.



bruikgemaakt van het gewogen gemiddelde (o.b.v. kwartaalcijfers) voor het aantal openstaande vacatures bij particuliere bedrijven en de overheid in een jaar. Daarnaast worden cijfers gebruikt over de omvang van de werkloze beroepsbevolking. Beide gegevens zijn beschikbaar via CBS StatLine.<sup>32</sup>

### Samenstellen duuranalysebestand

De analyse van de arbeidsparticipatie maakt gebruik van een duurmodel. Het schatten van zo'n model vereist een iets andere vorm van het databestand en het vaststellen van het exacte uitstroommoment van individuen. Voor de constructie van dit duuranalysebestand is een aantal correcties nodig op het paneldatabestand:

- Personen worden gevolgd vanaf 55-jarige leeftijd. Als instroomdatum in het bestand wordt de individuele peildatum genomen waarop een individu 55 jaar is. Vanwege de gekozen peildatum is dit ongeveer drie maanden voordat hij/zij 56 jaar wordt;
- De interesse ligt in de uittredingsbeslissing van ouderen. Kortdurende inactiviteit, bijvoorbeeld als gevolg van werkloosheid dient daarom niet te worden gezien als uittreding. Wanneer een persoon zowel in jaar  $t$  als in jaar  $t + 2$  werkt, maar in jaar  $t + 1$  als niet-werkend wordt geobserveerd, wordt voor jaar  $t + 1$  als arbeidsmarktstatus 'werkend' ingevuld. Dit geldt voor alle periodes van inactiviteit van een individu. De arbeidsgerelateerde kenmerken uit het volgende jaar ( $t + 2$ ) worden in dat geval ook voor  $t + 1$  ingevuld. Wanneer een persoon na een periode van ten minste 2 jaar niet te hebben gewerkt, opnieuw als werkend wordt aangemerkt, dan wordt dit niet meer meegenomen, omdat de persoon als uitgetreden wordt aangemerkt vanaf de start van de periode waarin niet gewerkt is. Het jaar van uittreding is het jaar van de laatste peildatum waarop een individu, na deze correcties, nog werkte;
- De duur tot uittreding kan in dagen worden bepaald door de einddatum van de laatste baan (voor de peildatum in het jaar waarin een individu volgens bovenstaande regel uittreedt) in de banenregistraties te zoeken.<sup>33</sup> Als deze einddatum vóór het persoonlijke peilmoment (drie maanden voor de start van iemands nieuwe levensjaar) in het jaar van uittreding is, dan wordt de einddatum van de baan als uitstroomdatum ingevuld, in andere gevallen is de persoonlijke peildatum ook de uitstroomdatum. Voor zelfstandigen is niet duidelijk op welk moment in een jaar hun activiteit als zelfstandige eindigt. Personen die als zelfstandige uittreden van de arbeidsmarkt, krijgen daarom als uittreeddatum de eerste van dag van hun persoonlijke peilmaand in het jaar van uittreding toegewezen;
- Niet voor alle personen wordt (vervroegde) uittreding geobserveerd. Sommige personen blijven werkzaam tot het laatste jaar waarin ze geobserveerd worden. Andere personen overlijden of emigreren voordat uittreding wordt geobserveerd. Deze observaties worden aangemerkt als 'gecensorde' observaties. De 'uitstroomdatum' voor deze gecensorde observaties is in principe het individuele peilmoment in het laatste jaar waarin de persoon is geobserveerd, tenzij hij/zij voor die tijd overlijdt. In dat laatste geval is de datum van overlijden de 'uitstroomdatum';

<sup>32</sup> CBS StatLine bevat kwartaalgegevens en gewogen gemiddelde jaarcijfers over openstaande vacatures (Vacatures; SBI 2008; naar economische activiteit en bedrijfsgrootte). Daarnaast bevat CBS StatLine een historische reeks met de omvang van de werkloze beroepsbevolking per jaar (Beroepsbevolking; vanaf 1800). Dat betreft personen in de leeftijd van 15 tot 65 jaar zonder werk, of met werk voor minder dan twaalf uur per week, die actief op zoek zijn naar betaald werk en daar direct beschikbaar voor zijn (definitie van CBS StatLine).

<sup>33</sup> Door als uitgangspunt het paneldatabestand en de daarin opgenomen individuele peildatum te nemen, kunnen kleine afwijkingen ontstaan in de datum van uittreding. Dit gebeurt wanneer een persoon in het jaar van uittreden ( $t$ ) ná de individuele peildatum nog in een baan is gestart die eindigde vóór de peildatum in het daaropvolgende jaar  $t + 1$ . In dat geval wordt de geregistreerde uittreeddatum 31 december van jaar  $t$ , terwijl dat eigenlijk in jaar  $t + 1$  lag.

- De eerst geobserveerde arbeidsmarktstatus na uittreding wordt de geregistreerde route van uittreding. Er wordt onderscheid gemaakt tussen uittreding richting arbeidsongeschiktheid, richting werkloosheid (WW- of bijstandsuitkering) en in overige richting (onder meer pensionering en vrijwillige inactiviteit);
- De duur tot uittreding is de duur in dagen vanaf de eerste observatie drie maanden voordat iemand 56 wordt tot de gegenereerde uitstroombdatum.

Het opnemen van tijdsvariërende kenmerken van personen in een duurmodel vergt veel reken capaciteit. Gezien de omvang van het analysebestand kunnen niet alle kenmerken daarom tijdsvariërend in het model worden opgenomen. In principe vormen de kenmerken op 55-jarige leeftijd het uitgangspunt voor het arbeidsparticipatiemodel. Deze waarden worden doorgetrokken naar alle latere leeftijden. Bij een aantal kenmerken is het echter relevant om rekening te houden met de ontwikkeling in het kenmerk over tijd. De kenmerken die tijdsvariërend in het duuranalysebestand worden opgenomen zijn de voorspelde gezondheidsmaten, de arbeidsduur in uren per week (voor personen met een baan in plaats van actief als zelfstandige op 55-jarige leeftijd) en de macro-economische vacature/werkloosheid-ratio op iedere leeftijd (elk observatiejaar). Een tijdsvariërende arbeidsduur maakt dat rekening wordt gehouden met uittreding via deeltijdwerk. Door gezondheid te laten variëren met leeftijd is het mogelijk rekening te houden met de mogelijke gevolgen van een verslechterende gezondheid op de arbeidsparticipatie. Tot slot kan rekening gehouden worden met het effect van conjunctuurbewegingen op het uitreedgedrag door de vacature/werkloosheidsratio te laten variëren met de tijd.

### Samenstellen prognosebestand

De meest recente gegevens beschikbaar voor dit onderzoek hebben betrekking op het jaar 2013. Uit het jaar 2013 wordt ten bate van de prognoses iedereen geselecteerd die ergens in de periode 2015-2030 tussen de 55 en 70 jaar oud is. Die personen zijn in 2013 dus tussen de 38 en 68 jaar oud, oftewel geboren tussen 1944 en 1975.<sup>34</sup> Uitsluitend de werkenden uit deze groep behoren tot de selectie.

De kenmerken van deze groep mensen worden vastgesteld aan de hand van gegevens uit 2013. De definities en constructies van deze kenmerken wijken niet af van die in het paneldatabestand. Doordat kenmerken gebaseerd zijn op gegevens over 2013, zijn er afwijkingen mogelijk ten opzichte van de situatie zoals die zou zijn wanneer de individuen in het prognosebestand 55 jaar zijn. Mogelijk is de arbeidsduur op 55-jarige leeftijd bijvoorbeeld al verkort ten opzichte van de situatie van 40-ers. Omdat er geen recentere informatie beschikbaar is, wordt aangenomen dat de situatie in 2013 ook de uitgangssituatie is zodra het individu 55 jaar is.

Voor elke leeftijd tussen 55 en 70 jaar krijgt een persoon een record in het prognosebestand, mits die leeftijd vóór 2030 wordt bereikt. Bij elke record wordt bijgehouden in welk jaar dat zal zijn. Voor personen die in 2015 al ouder dan 55 jaar zijn, blijven records vanaf 2014 in het bestand om bij het berekenen van een geprognosticeerde participatiekans rekening te kunnen houden met het feit dat voor hen geobserveerd is of wordt aangenomen dat ze na hun 55<sup>ste</sup> nog steeds werken (zie Bijlage D voor details). De leeftijd varieert voor de records van een persoon, maar alle andere kenmerken blijven gelijk. In het bepalen van de voorspelde gezondheid betekent dat dus dat alleen leeftijd varieert en dat mogelijke ontwikkelingen in arbeidsgerelateerde variabelen en achtergrondkenmerken met leeftijd buiten beschouwing blijven.

---

<sup>34</sup> Ook in het samenstellen van het prognosebestand is het uitgangspunt de situatie op een persoonlijke peildatum drie maanden voorafgaand aan de geboortedatum. Dit om aan te sluiten bij de structuur die gebruikt is in het schatten van het arbeidsparticipatiemodel.

### **Beschrijvende statistieken**

De personen in het paneldatabestand geconstrueerd aan de hand van CBS-microdata wijken qua kenmerken wat af van de personen in het LASA-analysebestand. Tabel A.1 bevat beschrijvende statistieken van de personen in het paneldatabestand op 55-jarige leeftijd. Het paneldatabestand bevat naar verhouding weinig vrouwen. Dat heeft te maken met de selectie van personen die op 55-jarige leeftijd nog werkzaam zijn. Ook bevat het paneldatabestand veel meer allochtonen dan het LASA-analysebestand, een gevolg van de definitie op basis van nationaliteit in de LASA-data. Personen in het paneldatabestand zijn gemiddeld wat hoger opgeleid dan personen in het LASA-analysebestand. Dat kan gedeeltelijk samenhangen met de geboortecohorten in de data, aangezien het paneldatabestand veel jongere cohorten bevat dan de LASA-dataset.

Tabel A.1 met beschrijvende statistieken heeft uitsluitend betrekking op kenmerken op het moment dat individuen 55 jaar zijn. Veel individuen worden echter meerdere keren geobserveerd (gemiddeld 7,3 keer). Omdat de variatie over tijd in de arbeidsduur, de voorspelde gezondheid en de conjunctuurindicator expliciet in het participatiemodel worden gebruikt, laten onderstaande figuren een beschrijvend beeld zien van de ontwikkelingen in deze variabelen.

Figuur A.1 tot en met Figuur A.4 geven de ontwikkelingen in voorspelde gezondheid met leeftijd weer. Deze zijn uitgesplitst naar de arbeidsmarktstatus van personen op die leeftijd. In de kans op chronische ziekten en moeite met traplopen zijn duidelijk stijgende trends zichtbaar. Daarentegen zijn er geen sterke ontwikkelingen met leeftijd in de kans op een goede ervaren gezondheid en de aanwezigheid van depressieve klachten.

Tabel A.1 Beschrijvende statistieken over de personen in het paneldatabestand

Variabele	Percentage / gemiddelde
<b>Achtergrondkenmerken</b>	
vrouw	39,1%
geboortecohort 1943 t/m 1945	13,6%
geboortecohort 1946 t/m 1950	33,7%
geboortecohort 1950 t/m 1955	35,4%
geboortecohort 1956 t/m 1958	17,4%
laag opgeleid (indien bekend opleidingsniveau, n = 639.183)	32,0%
middelbaar opgeleid (n = 639.183)	40,1%
hoog opgeleid (n = 639.183)	27,8%
allochtoon	12,8%
<b>burgerlijke staat</b>	
nooit gehuwd geweest	8,8%
gehuwd/geregistreerd partnerschap	76,1%
gescheiden	12,5%
verweduwd	2,6%
<b>eenpersoonshuishouden</b>	
paar zonder kinderen	47,0%
paar met kinderen	35,1%
eenouderhuishouden	4,2%
institutioneel of overig huishouden	0,5%
<b>Geobserveerde gezondheidsmaten<sup>a</sup></b>	
goede/zeer goede ervaren gezondheid (n = 23.097)	79,2%
aanwezigheid van chronische ziekte(n) (n = 15.587)	35,0%
moeite met traplopen (n = 20.574)	10,1%
aanwezigheid van depressieve klachten (n = 15.428)	69,2%
<b>Arbeidsgerelateerde kenmerken</b>	
vast dienstverband	85,6%
flexibel dienstverband	2,9%
zelfstandige	11,5%
bruto fiscaal loon (na inflatiecorrectie) <sup>b</sup>	€ 41.289,93
arbeidsduur (in uren per week, afgekapt op 40) <sup>b</sup>	33,31
<b>leidinggevende taken (n = 166.625)</b>	
geen	71,1%
1 t/m 4 personen	10,0%
5 of meer personen	18,9%
fysieke werkbelasting (n = 185.003)	1,74
psychosociale werkbelasting (n = 185.003)	1,64
psychosociale steun (n = 185.003)	2,26

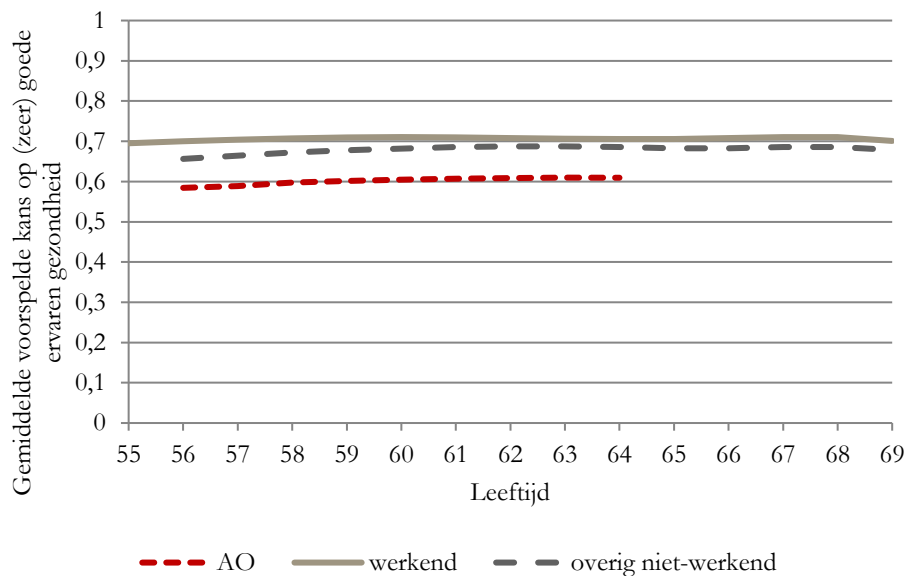
bedrijfs grootte (n = 800.960)	
zeer klein	4,4%
klein	8,6%
midden	14,6%
groot	16,6%
zeer groot	55,8%
werkzaam in sector (n = 1.632.498)	
1. Landbouw, bosbouw en visserij	1,0%
2. Winning van delfstoffen	0,1%
3. Industrie	11,2%
4. Productie en distributie van en handel in elektriciteit, aardgas, stoom, gekoelde lucht & winning en distributie van water	0,8%
5. Bouwnijverheid	6,2%
6. Groot- en detailhandel; reparatie van consumentartikelen	11,8%
7. Horeca	1,5%
8. Vervoer, opslag en communicatie	7,5%
9. Financiële instellingen	3,8%
10. Verhuur van en handel in (on)roerend goed en zakelijke dienstverlening	12,6%
11. Openbaar bestuur	7,3%
12. Onderwijs	12,2%
13. Gezondheids- en welzijnszorg	20,0%
14. Milieudienstverlening	3,8%
15. Huishoudens als werkgever	0,2%
16. Extraterritoriale organisaties en lichamen	< 0,1%
totaal aantal personen	2.170.714
totaal aantal observaties	15.818.005

Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van bewerkte CBS-microdata.

<sup>a</sup> De gerapporteerde fracties zijn bepaald nadat de meest recente gegevens uit de EBB en POLS/Gezondheidsenquête voor personen in alle betreffende jaren zijn ingevuld. Het betreft dus niet per se de gezondheid zoals daadwerkelijk gemeten op 55-jarige leeftijd.

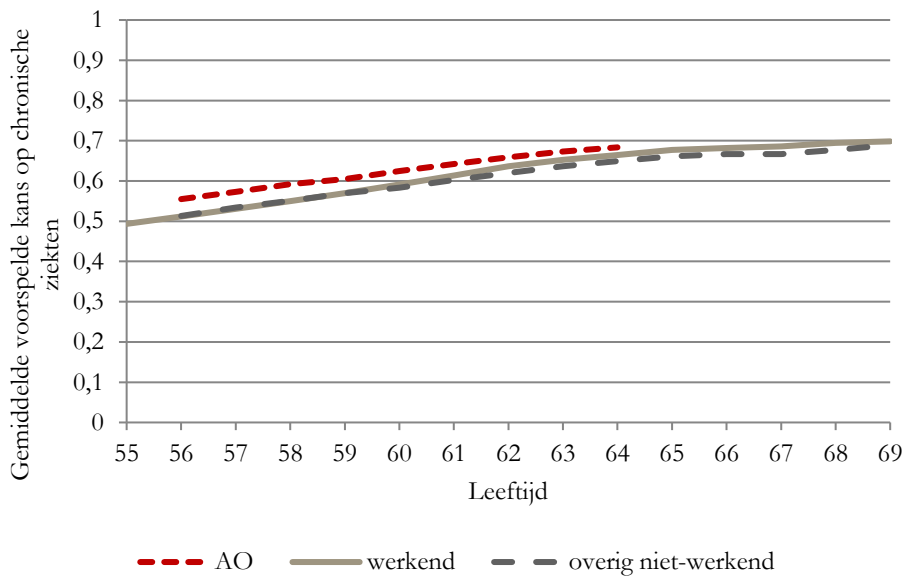
<sup>b</sup> Deze gegevens zijn gebaseerd op de personen die niet als zelfstandige actief zijn (n = 1.920.212). Voor zelfstandigen is deze informatie niet bekend.

**Figuur A.1** Beperkte ontwikkeling met leeftijd in voorspelde kans op goede ervaren gezondheid



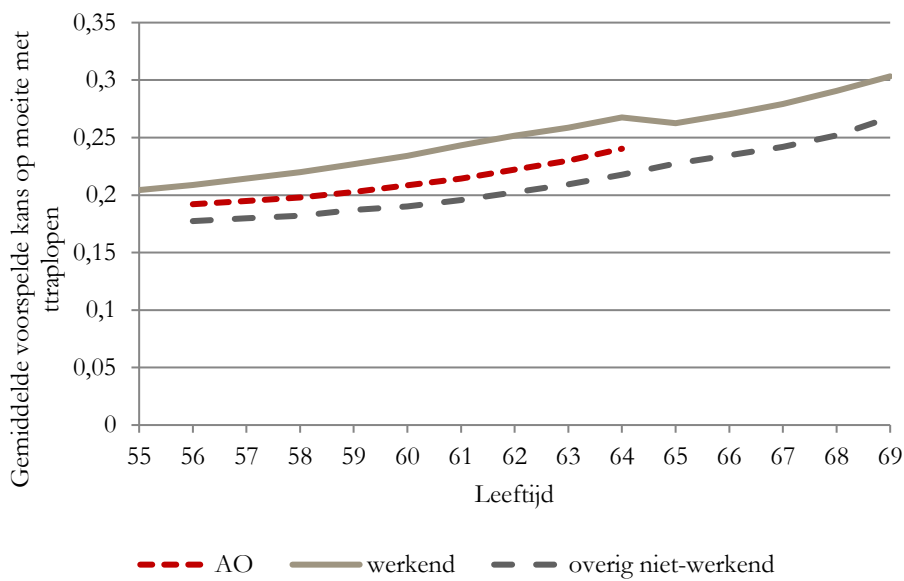
Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

**Figuur A.2** Stijgende trend in de voorspelde kans op chronische ziekten met leeftijd



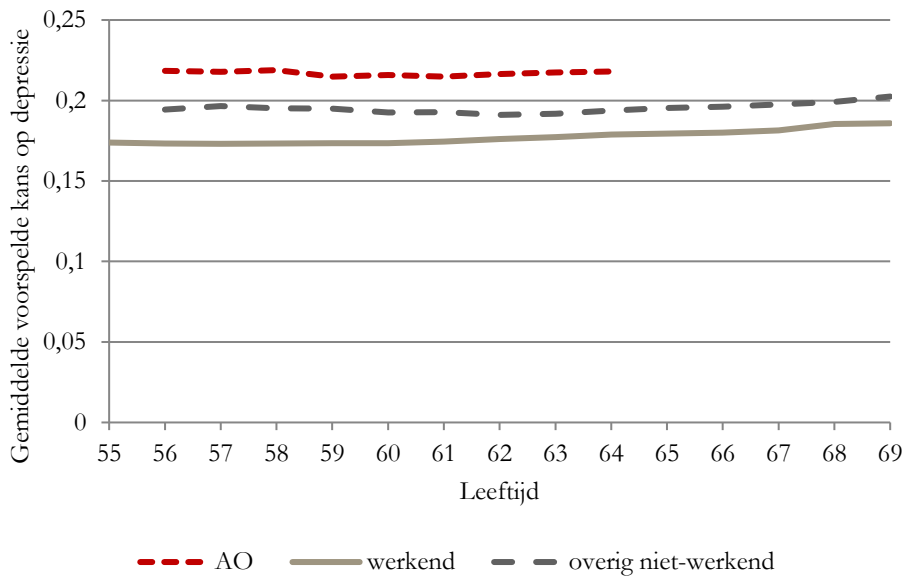
Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

**Figuur A.3** Toename met leeftijd met name onder werkenden in de voorspelde kans op moeite met traplopen



Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

**Figuur A.4** Nauwelijks ontwikkeling in voorspelde kans op depressie met leeftijd



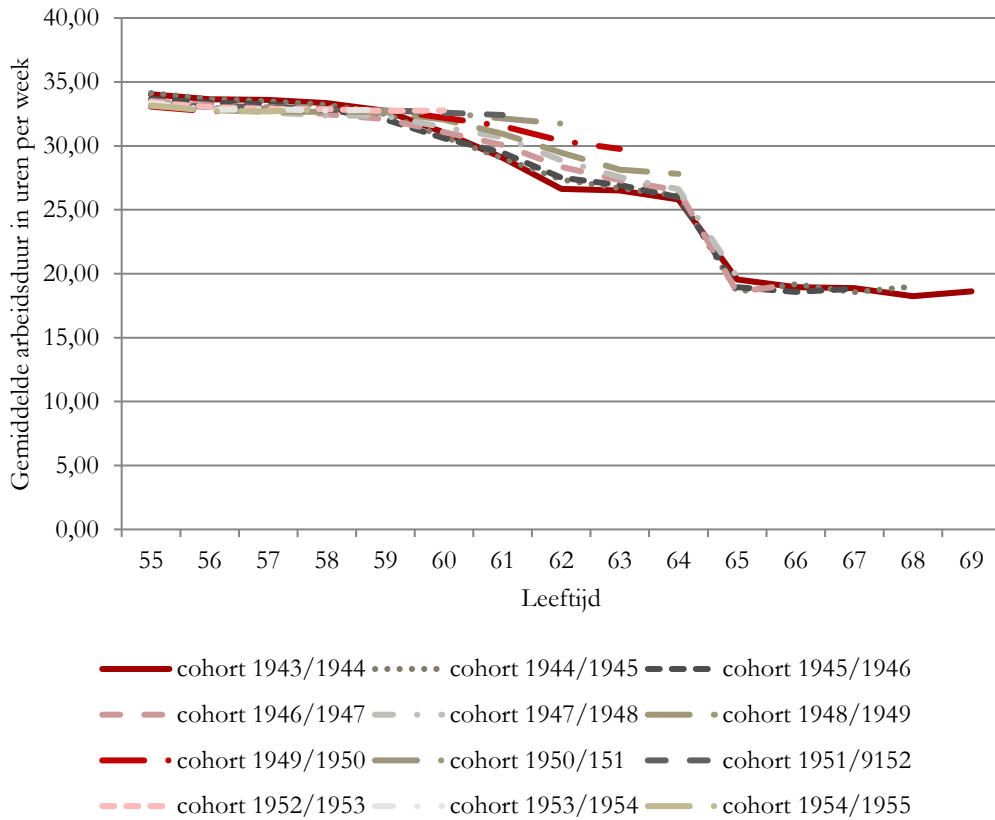
Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

Figuur A.5 brengt de gemiddelde arbeidsduur uitgesplitst naar leeftijd en geboortecohort in kaart. Opvallend is dat de jongere cohorten, met name vanaf cohort 1948/1949, vanaf 59-jarige leeftijd naar verhouding meer uren werken dan de oudere cohorten. De afname van het aantal uren per week met leeftijd is voor deze jongere cohorten ook wat beperkter. Onder werkenden is ook een scherpe daling in de arbeidsduur rond de pensioengerechtigde leeftijd zichtbaar: als individuen nog niet definitief uittreden, werken ze in ieder geval wel minder uren. Deels kan dit het gevolg zijn van selectiviteit van de groep personen die wel pensioneert (als dat degenen waren die nog voltijd werkten).

Tot slot laat Figuur A.6 de gebruikte cyclische trend in de ratio van vacatures en werklozen zien. De effecten van de crisis in de laatste jaren zijn hierin duidelijk zichtbaar.

Figuur A.7 laat zien welk aandeel van de personen die uiteindelijk uitstromen in een bepaald geboortecohort uitstroomt richting AO, welk gedeelte uitstroomt richting werkloosheid en welk gedeelte van de personen uitstroomt in overige richting. Naarmate de cohorten jonger zijn, is er minder vaak een uittreding geobserveerd, omdat deze cohorten ook voor een kortere periode gevolgd kunnen worden. De mix van richtingen waarin uittreding plaatsvindt, is voor deze jongere cohorten ook anders. Zo wordt er door de jongere cohorten naar verhouding vaker uitgetreden in de richting van werkloosheid, maar minder vaak in overige richting. Dit begint vooral sterk te spelen vanaf het cohort 1950/1951. Dit heeft alles te maken met het feit dat we dat cohort en jongere cohorten maar tot ten hoogste de 63-jarige leeftijd observeren. Dat is voor jongere cohorten in veel gevallen nog te vroeg voor vervroegde pensionering.

**Figuur A.5** Iets hogere arbeidsduur voor jongere cohorten en een afname met leeftijd



Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op basis van CBS-microdata.

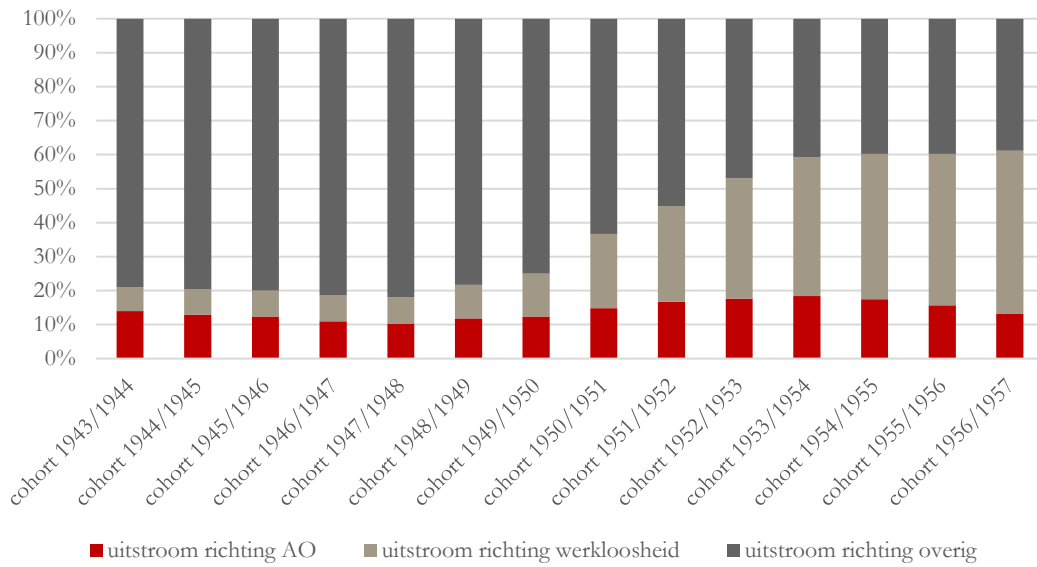
**Figuur A.6** Cyclisch patroon in de ratio van vacatures ten opzichte van het aantal werklozen



Bron: SEO Economisch Onderzoek, cijfers van CBS StatLine (aantal openstaande vacatures en omvang werkloze beroepsbevolking).



**Figuur A.7** Meer uitstroom richting werkloosheid en minder in overige richting voor jongere cohorten



Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van bewerkte CBS-microdata.

**Tabel A.2** Gemiddelde duur in jaren vanaf 55-jarige leeftijd tot uitstroom of censoring

cohort	Gemiddelde duur (in jaren) vanaf 55-jarige leeftijd tot			
	uitstroom richting AO	uitstroom richting werkloosheid	uitstroom in overige richting	censoring
1943/1944	3,96	3,56	6,10	10,52
1944/1945	3,88	3,56	6,03	10,25
1945/1946	3,88	3,51	5,98	9,88
1946/1947	3,99	3,55	6,01	9,46
1947/1948	4,18	3,80	6,11	8,88
1948/1949	4,51	4,16	5,39	8,47
1949/1950	4,38	4,35	5,17	7,68
1950/1951	3,92	4,28	4,55	6,83
1951/1952	3,36	3,65	3,80	5,89
1952/1953	2,72	2,98	2,95	4,93
1953/1954	2,14	2,38	2,23	3,95
1954/1955	1,60	1,85	1,72	2,98
1955/1956	1,11	1,25	1,20	1,99

Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van bewerkte CBS-microdata.

## Bijlage A.3 Afstemming LASA en SSB

De analyses op de LASA-data resulteren in modellen voor de gezondheidsontwikkeling die kunnen worden toegepast op de SSB-data. Dit vergt een afstemming tussen de gegevens in LASA en het SSB en beperkt daarmee de te onderzoeken gezondheidsmaten en verklarende variabelen in de modellen.

Als eerste stap in het onderzoek zijn de gegevens in LASA, het SSB, de EBB, de POLS-/Gezondheidsenquête en de NEA naast elkaar gelegd. Daarbij is gekeken naar de exacte inhoud van de variabelen en de mogelijke antwoordcategorieën, omdat deze voldoende op elkaar aan dienen te sluiten.

### Gezondheidsmaten

Observaties van de gezondheidsmaten in de gegevens van het CBS kunnen helpen om de voorspelde gezondheidsmaten te corrigeren voor geobserveerde gezondheid en op die manier meer variatie in de gezondheidsvoorspellingen te brengen. Om de observaties van gezondheid in de CBS-gegevens te kunnen gebruiken, moet de inhoud van deze gezondheidsmaten wel voldoende vergelijkbaar zijn met die in de LASA-data.

Ervaren gezondheid is in zowel het LASA-interview als de POLS-/Gezondheidsenquête en de EBB uitgevraagd. Die informatie wordt vertaald in een indicator voor het hebben van een goede of zeer goede ervaren gezondheid. De vraag: “Hoe is over het algemeen uw gezondheid(stoestand)?” luidt in de drie onderzoeken bijna identiek en ook de vijf antwoordcategorieën zijn nagenoeg hetzelfde. Alleen de laatste twee antwoorden in de EBB (“slecht” en “zeer slecht”) wijken af van de Gezondheidsenquête en LASA (“soms goed, soms slecht” en “slecht”). Dit heeft echter geen effect op de vergelijkbaarheid van de vragen omdat alle drie de opties die minder dan “goed” zijn, worden samengenomen.

Zowel LASA-respondenten als respondenten van de POLS-/Gezondheidsenquête wordt gevraagd of zij te kampen hebben met diverse chronische ziekten. De lijst chronische ziekten die wordt uitgevraagd is niet exact hetzelfde voor beide enquêtes, maar er is voldoende overlap om een indicator te construeren voor de aanwezigheid van ten minste één chronische ziekte. Uit de POLS-/Gezondheidsenquête wordt de maat voor de aanwezigheid van chronische ziekten gebaseerd op de aanwezigheid (in het verleden) van suikerziekte, vernauwing van de bloedvaten in buik of benen, astma, artrose, chronische reuma en artritis, hartinfarct of hartfalen, beroerte en kanker. In LASA betreft dit suikerziekte, CARA, artrose, reumatoïde artritis, hartziekten, perifere vasculaire aandoeningen, beroerte en kanker.

De overlap in functionele beperkingen die worden uitgevraagd in de LASA interviews en de EBB of de POLS-/Gezondheidsenquête is aanzienlijk beperkter. Om die reden worden functionele beperkingen benaderd met het item voor de aanwezigheid van moeite met traplopen. In LASA wordt gevraagd naar zes functionele beperkingen: traplopen, het opstaan uit en gaan zitten op een stoel, vijf minuten wandelen, aan- en uitkleden, nagels knippen, en het gebruik maken van eigen of openbaar vervoer. Wanneer iemand op één van de punten (lichte) moeite heeft, wordt vaak gesproken van (lichte) beperkingen. De correlatie tussen het item traplopen en de zes items in totaal heeft een Pearson correlatie van 0,804 voor 55- tot en met 70-jarigen. Dit is behoorlijk hoog en betekent dat ‘moeite met traplopen’ een goede indicator is voor de aanwezigheid van functionele beperkingen in het algemeen.

Tot slot zijn er behoorlijke verschillen tussen beide enquêtes in de uitvraag van depressieve klachten. Depressie wordt vaak gemeten met de CES-D, een gevalideerde vragenlijst gebaseerd op 20 vragen. Deze vragen zijn allemaal opgenomen in de LASA-data. De POLS-/Gezondheidsenquête bevat echter maar zes vragen omtrent depressie. Drie van de vragen zijn vergelijkbaar en worden gebruikt om een maat voor depressieve klachten te construeren. Dit zijn vragen naar een neerslachtige stemming die de respondent niet van zich af kan schudden, een depressief gevoel of een gelukkig gevoel in de afgelopen week. Na correlatieanalyses blijkt dat de drie vragen samen voldoende representatief zijn voor de totale vragenlijst. De afkappunten  $\geq 3$  op de kleine schaal en  $\geq 16$  op de gehele schaal hebben een Pearson correlatiecoëfficiënt van 0,660.

### **Verklarende variabelen**

De verklarende variabelen in het model dienen reproduceerbaar te zijn voor zoveel mogelijk personen in het SSB. Voor de meeste persoonskenmerken is dat geen probleem. Een uitzondering daarop vormt de herkomst van individuen. LASA vraagt naar de nationaliteit van personen aan de hand waarvan een indicator geconstrueerd wordt die aangeeft of iemand een nationaliteit anders dan de Nederlandse heeft. Etniciteit in de LASA-data is daarom uitsluitend gemeten als afgeleide van nationaliteit. Het SSB bevat daarentegen gegevens over de herkomst van personen. Een autochtoon wordt in de CBS-definitie van herkomstgroepering gedefinieerd als een persoon van wie beide ouders in Nederland zijn geboren. Eerste- en tweedegeneratieallochtonen worden in deze definitie dus niet aangemerkt als autochtoon, ook al zijn zij zelf wel in Nederland geboren.

Naast opleidingsniveau zijn inkomen en vermogen belangrijke aspecten van de sociaaleconomische status. Bij ouderen zou inkomen zelfs een betere afspiegeling zijn van de sociaaleconomische status dan bij jongeren, omdat de opleidingskansen door de jaren zijn toegenomen en ouderen gemiddeld lager zijn opgeleid dan jongeren (Galobardes et al., 2006). Het inkomen kan gedurende het leven echter behoorlijk fluctueren. In LASA worden respondenten gevraagd naar het netto maandelijks inkomen exclusief vakantiegeld van henzelf en hun eventuele partner. Dat omvat niet alleen het inkomen uit arbeid, maar mogelijk ook uitkeringen, pensioenuitkeringen en inkomen uit vermogen. De bestanden in het SSB bevatten daarentegen uitsluitend bruto jaarbedragen aan inkomen van individuen, exclusief het inkomen van een eventuele partner. Het omrekenen van deze inkomensgegevens op zo'n manier dat ze vergelijkbaar zijn, is vanwege tal van belastingregelingen en wijzigingen daarin erg complex. Bovendien blijkt het inkomen slechts een zeer kleine (en insignificante) geschatte coëfficiënt te hebben in de verklaringsmodellen voor gezondheid. Om die reden zijn de inkomensgegevens niet gebruikt in de voorspelmodellen voor gezondheid.

De vermogensgegevens in de LASA-data zijn beperkt. Er wordt gevraagd naar inkomen uit vermogen en naar het hebben van een eigen huis en hypotheek. Het SSB bevat juist de hoogte van het vermogen en de waarde van het huis en de eventuele overwaarde. Ook hier geldt dat de verschillen in de meting van de vermogenskenmerken zodanig groot zijn, dat dit kenmerk niet gebruikt is in de analyses van gezondheidsontwikkelingen.

Tot slot zijn er kleine verschillen in de beschikbaarheid van informatie over arbeidsduur in de LASA-data en het SSB. LASA vraagt respondenten naar het aantal gewerkte uren per week, ongeacht het type dienstverband dat zij hebben. Om deze informatie voor personen in het SSB te construeren, wordt de deeltijdfactor gebruikt. Deze is niet bekend voor zelfstandigen. Daarom is voor zelfstandigen de arbeidsduur niet geobserveerd in het SSB-analysebestand.

## Bijlage B Schattingsmethode- en resultaten gezondheidsontwikkelingen

Om de beschikbaarheid van longitudinale gegevens zo goed mogelijk te benutten in de analyse van gezondheidsontwikkelingen, wordt een lineair paneldata fixed effects model geschat waarin de gezondheidsmaat (0/1-variabele) wordt verklaard uit diverse (arbeidsgerelateerde) kenmerken van respondenten. Een paneldata fixed effects model corrigeert voor verschillen tussen respondenten die niet variëren over tijd middels zogenaamde individuele vaste effecten. Daardoor wordt optimaal gecorrigeerd voor selectie. Gezondheidsverschillen die verklaard kunnen worden uit achtergrondkenmerken van respondenten, beïnvloeden op die manier niet de geschatte gezondheidsontwikkelingen. Concreet worden veranderingen in de uitkomstmaat verklaard uit veranderingen in kenmerken van respondenten, waardoor er eerder sprake is van causaliteit dan van alleen correlatie. Omgekeerde causaliteit kan echter niet worden uitgesloten. Dat betekent bijvoorbeeld dat niet uit te sluiten is dat een verslechtering van de gezondheid ervoor zorgt dat een individu niet langer werkt in plaats van dat het werken de gezondheidsontwikkeling bepaalt. Gevolg van de focus op veranderingen is wel dat persoonskenmerken die niet variëren over tijd (zoals opleiding) geen verklaring kunnen vormen voor veranderingen in de gezondheid van mensen, alleen voor het niveau van gezondheid.

In het algemeen kan een panel data fixed effects model als volgt worden uitgedrukt:

$$y_{i,t} = \alpha_i + \beta x_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

Het subscript  $i$  geeft individuen weer, het subscript  $t$  geeft het tijdstip van observatie weer. De  $\alpha_i$  zijn de individuele vaste effecten en de  $x_{i,t}$  bevatten diverse kenmerken van respondenten, zoals burgerlijke staat, arbeidsmarktstatus en arbeidsgerelateerde kenmerken.  $\varepsilon_{i,t}$  is de storingsterm. Het model wordt geschat in twee stappen. In de eerste stap wordt de vergelijking hierboven geschat, waarbij  $x_{i,t}$  uitsluitend kenmerken bevat die variëren in de tijd. De tweede stap bestaat uit een regressie van de geschatte individuele vaste effecten ( $\alpha_i$ ) op diverse kenmerken ( $z_i$ ) van personen die niet variëren over tijd, zoals geslacht en geboortecohort:

$$\hat{\alpha}_i = z_i \gamma + \eta_i$$

Gezondheid kan variëren naar tijd, leeftijd en cohort. Naarmate mensen ouder worden, zal hun gezondheid achteruitgaan. Het geboortecohort van individuen kan eveneens bepalend zijn voor gezondheid, bijvoorbeeld door de effecten van omstandigheden tijdens de jeugd op de latere gezondheid (bv. Almond (2006) en Almond & Currie (2011)). Daarnaast zorgen bijvoorbeeld technologische veranderingen ervoor dat gezondheid zich kan ontwikkelen (verbeteren) over tijd. Omdat deze drie ontwikkelingen direct aan elkaar gerelateerd zijn, kunnen ze niet alle drie worden geïdentificeerd in een paneldata model. Gezien het doel van het huidige onderzoek, ligt de interesse voornamelijk in cohort- en leeftijdseffecten. Het verklaringsmodel bevat daarom de leeftijd en het geboortecohort van respondenten, maar laat dummy's voor het jaar van meting achterwege.

Een dynamisch paneldata model maakt het mogelijk om meer expliciet rekening te houden met de richting van causaliteit in de relatie tussen gezondheid en arbeidsmarktstatus. Omdat respondenten

in de LASA-data ten hoogste vier keer zijn ondervraagd in een relatief korte periode van hun leven, en in de meeste gevallen minder vaak, is het schatten van zo'n model niet goed mogelijk. Dat betekent dat de geschatte coëfficiënten op dummy's voor arbeidsmarktstatus niet als causaal effect kunnen worden geïnterpreteerd. De invloed hiervan in het arbeidsparticipatiemodel en de prognoses is waarschijnlijk beperkt doordat alleen de geschatte gezondheidsontwikkelingen voor werkenden uiteindelijk gebruikt worden in het arbeidsparticipatiemodel. Dat betekent dat de verschillen in gezondheid met arbeidsmarktstatus niet worden gebruikt.

De keuze voor de uiteindelijke modelspecificatie (in termen van  $x_{i,t}$  en  $z_i$ ) is ingegeven door de theorie over relevante factoren in de ontwikkeling van gezondheid, statistische significantie in de geschatte relaties en door de beschikbare gegevens in het Sociaal Statistisch Bestand. Daardoor is inkomen uiteindelijk niet in het model opgenomen. Gegeven de keuze van de verklarende variabelen, is een specificatie met dummy's voor 2-jaarsleeftijdscategorieën geschat om zo te bepalen of een lineaire of kwadratische specificatie in leeftijd het meest geschikt is. Uiteindelijk gaat de voorkeur niet uit naar een specificatie met dummy's, omdat daardoor sprongen in de voorspelde gezondheid kunnen ontstaan. Ieder model is daarom ook geschat met een kwadratische specificatie van leeftijd.

De schattingsresultaten van de uiteindelijke modelspecificaties zijn verzameld in Tabel B.1 (eerste stap) en Tabel B.1 (tweede stap).

De geschatte coëfficiënten voor het effect van leeftijd laten zien dat de kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid eerst licht toeneemt over tijd, terwijl deze vanaf 62 jarige leeftijd begint af te nemen. De ontwikkeling met leeftijd is echter zeer beperkt. Een soortgelijk patroon zien we in de geschatte coëfficiënten voor de kans op chronische ziekten en depressie. De kans op moeite met traplopen neemt daarentegen juist af met leeftijd tot ongeveer 61 jaar.

Ten opzichte van gehuwden hebben alleenstaanden een significant grotere kans op chronische ziekten. De kans op een goede ervaren gezondheid, moeite met traplopen en depressie is voor alleenstaanden echter kleiner, alhoewel deze coëfficiënten niet significant van nul verschillen. Voor weduwen/weduwenaars is de kans op een depressie aanzienlijk groter dan voor gehuwden.

Arbeidsongeschikten hebben een lagere kans op een goede ervaren gezondheid dan werkenden. Dit dient niet te worden geïnterpreteerd als het effect van het arbeidsongeschiktheid, want in het model kan niet afdoende rekening worden gehouden met de mogelijkheid van omgekeerde causaliteit. We zien geen significante verschillen voor deze groep in de kans op chronische ziekten en moeite met traplopen, maar de kans op een depressie is weer wat groter. Gepensioneerden en werklozen (en mensen die om andere redenen niet werken) hebben een iets lagere kans op een goede ervaren gezondheid en chronische ziekten. Veel van de arbeidsgerelateerde kenmerken hebben geen significant effect op de verschillende gezondheidsmaten.<sup>35</sup> Dummy's voor missende informatie zijn opgenomen om zo min mogelijk observaties uit het analysebestand te hoeven verwijderen en de andere effecten goed te kunnen vaststellen. Zelfstandigen hebben over het algemeen een iets slechtere gezondheid, met een kleinere kans op een goede ervaren gezondheid en een hogere kans op chronische ziekten en depressie dan personen met een vast dienstverband. Een hogere fysieke werkbelasting gaat eveneens gepaard met een wat lagere kans op een goede ervaren

<sup>35</sup> Er is voor gekozen om veel van de kenmerken die geen significant effect hebben op de gezondheid toch in het eindmodel op te nemen. Dit zorgt namelijk voor extra variatie in de voorspellingen van gezondheidsontwikkelingen.

gezondheid en een verhoogde kans op depressie. De kans op moeite met traplopen is echter lager. Dit kan te maken hebben met een selectie-effect waardoor de personen in beroepen met een hoge fysieke belasting degenen met een betere gezondheid zijn.

Tabel B.1 Schattingsresultaten paneldata fixed effects modellen (stap 1)

	Kans goede/uit- stekende ervaren ge- zondheid	Kans op chroni- sche ziekten	Kans op moeite met traplopen	Kans op depres- sie
leeftijd (in jaren)	0,0906* (0,0360)	0,0354 (0,0356)	-0,0411 (0,0351)	-0,0191 (0,0323)
leeftijd kwadraat	-0,0007** (0,0003)	-0,0001 (0,0003)	0,0005 (0,0003)	0,0002 (0,0003)
gehuwd(referentie)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
nooit getrouwd	-0,1174 (0,1257)	0,1543*** (0,0209)	-0,0392 (0,0872)	-0,1575 (0,2102)
gescheiden	-0,1471* (0,0645)	-0,0084 (0,0581)	-0,0222 (0,0585)	-0,0203 (0,0754)
verweduwd	0,0310 (0,0351)	0,0161 (0,0334)	0,0037 (0,0335)	0,2497*** (0,0439)
werkend (referentie)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
arbeidsongeschikt	-0,2097*** (0,0524)	-0,0139 (0,0490)	-0,0205 (0,0446)	0,1003* (0,0435)
arbeidsmarktstatus onbekend	-0,2270** (0,0760)	-0,0497 (0,0737)	-0,0303 (0,0818)	0,1181 (0,1019)
niet-werkend om overige redenen	-0,0936* (0,0454)	-0,0795 (0,0468)	-0,0580 (0,0406)	0,0557 (0,0351)
arbeidsduur (afgekapt)	0,0000 (0,0009)	-0,0018* (0,0009)	0,0017* (0,0009)	-0,0004 (0,0008)
arbeidsduur onbekend	0,2055* (0,0850)	-0,1021 (0,0953)	0,1745** (0,0632)	0,0367 (0,0718)
vast dienstverband (referentie)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
flexibel dienstverband	-0,0295 (0,0382)	0,0127 (0,0374)	-0,0118 (0,0291)	0,0296 (0,0309)
zelfstandige	-0,0661* (0,0324)	0,0212 (0,0318)	-0,0075 (0,0310)	0,0332 (0,0285)
type dienstverband onbekend	-0,0370 (0,0246)	0,0143 (0,0276)	-0,1257 (0,0903)	0,0069 (0,0228)
leiding aan 0 personen (referentie)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
leiding aan 1 t/m 4 personen	0,0182 (0,0381)	0,0121 (0,0399)	-0,0119 (0,0317)	-0,0087 (0,0353)
leiding aan 5 of meer personen	0,0091 (0,0390)	0,0054 (0,0374)	-0,0150 (0,0338)	0,0124 (0,0343)
leidinggeven onbekend	0,0027 (0,0365)	0,0118 (0,0391)	-0,0420 (0,0707)	0,0101 (0,0310)

fysieke werkbelasting	-0,0265*	-0,0066	-0,0247*	0,0171*
	(0,0119)	(0,0120)	(0,0097)	(0,0085)
psychosociale belasting	0,0023	0,0045	-0,0091	0,0021
	(0,0100)	(0,0102)	(0,0081)	(0,0083)
psychosociale steun	-0,0257*	-0,0200	-0,0024	0,0132
	(0,0113)	(0,0123)	(0,0092)	(0,0088)
werkbelasting/steun onbekend	-0,0980*	-0,0554	-0,0848*	0,0224
	(0,0429)	(0,0487)	(0,0376)	(0,0337)
constante	-1,9427*	-1,3606	0,9752	0,6790
	(1,1474)	(1,1355)	(1,1184)	(1,0226)
observaties	6.934	6.936	6.125	6.893
aantal respondenten	2.551	2.552	2.474	2.539

Bron: LASA data, bewerking SEO Economisch Onderzoek en VUmc.  
Geclusterde standaardfouten (geclusterd op respondent-niveau) zijn tussen haakjes weergegeven. \* significant bij 10%, \*\* significant bij 5% en \*\*\* significant bij 1%-significantieniveau. De constante geeft het gemiddelde van de individuele vaste effecten weer.

De schattingsresultaten voor de tweede stap, in Tabel B.1, laten zien dat vrouwen gemiddeld een wat slechtere gezondheid hebben dan mannen. De kans op een goede ervaren gezondheid is lager voor vrouwen, terwijl de kans op chronische ziekten, moeite met traplopen en depressie voor hen gemiddeld hoger ligt. Ook laagopgeleiden hebben gemiddeld een slechtere gezondheid, terwijl hoogopgeleiden gemiddeld een betere gezondheid hebben dan middelbaar opgeleiden.

De verschillen in gezondheid met geboortecohort zijn aanzienlijk in omvang. Met name voor de jongste cohorten zijn de geschatte coëfficiënten groot. Deze jongste cohorten hebben een aanzienlijk hogere kans op een goede ervaren gezondheid, maar hebben eveneens een hogere kans op chronische ziekten en moeite met traplopen. De verhoogde kans op chronische ziekten zou te maken kunnen hebben met het vaker voorkomen van deze problemen, maar ook met het vaker rapporteren van deze problemen.

### Storingstermen

De hiervoor geschatte modellen dienen uiteindelijk als input voor de voorspelling van gezondheidsontwikkelingen. Naast variatie die voortkomt uit de kenmerken die in de modellen zijn opgenomen (verklaarde variatie), is er nog een aanzienlijke fractie resterende (onverklaarde) variatie. Deze onverklaarde variatie kan als toevalcomponent worden gerepliceerd in de voorspellingen, waarbij rekening gehouden kan worden met de geobserveerde gezondheid. De onverklaarde variatie is opgenomen in storingstermen. De storingstermen uit beide stappen van de modelschattingen worden met elkaar gecombineerd. Figuur B.1 laat als voorbeeld de verdeling van de storingstermen zien die worden gebruikt in de voorspelling van de ontwikkelingen in ervaren gezondheid. De verdeling kent twee pieken, afhankelijk van of de geobserveerde ervaren gezondheid (zeer) goed is of niet.

Tabel B.1 Schattingsresultaten verklaringmodellen voor individuele vaste effecten uit panel data analyse (stap 2)

	Kans goede/uitstekende ervaren gezondheid	Kans op chronische ziekten	Kans op moeite met traplopen	Kans op depressie
LASA cohort 1	0,1078** (0,0375)	-0,0391 (0,0384)	-0,0374 (0,0341)	-0,0764* (0,0307)
geboortecohort 1923 t/m 1930 (referentie)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
geboortecohort 1931 t/m 1935	-0,0524* (0,0231)	0,0957*** (0,0249)	0,0653** (0,0202)	0,0199 (0,0189)
geboortecohort 1936 t/m 1940	0,0076 (0,0274)	0,0951** (0,0305)	0,0575** (0,0214)	0,0008 (0,0207)
geboortecohort 1941 t/m 1945	0,1283** (0,0440)	0,0747 (0,0457)	0,0352 (0,0400)	-0,0649 (0,0356)
geboortecohort 1946 t/m 1949	0,0927* (0,0457)	0,1767*** (0,0476)	0,0685 (0,0415)	-0,0629 (0,0366)
vrouw	-0,0451** (0,0160)	0,0414* (0,0173)	0,0780*** (0,0144)	0,0418** (0,0127)
allochtoon	-0,2106* (0,1057)	0,1943* (0,0904)	0,1986 (0,1026)	0,1393 (0,1073)
laag opgeleid	-0,0957*** (0,0179)	0,0441* (0,0192)	0,0578*** (0,0162)	0,0227 (0,0142)
middelbaar opgeleid (referentie)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)	0,0000 (.)
hoog opgeleid	0,0826*** (0,0221)	-0,0579* (0,0264)	-0,0586** (0,0188)	0,0161 (0,0183)
constante	-0,0420 (0,0426)	-0,0928* (0,0449)	-0,0818* (0,0381)	0,0320 (0,0342)
aantal observaties	2.551	2.552	2.474	2.539

Bron: LASA-data, bewerking SEO Economisch Onderzoek en VUmc.  
Robuuste standaardfouten zijn tussen haakjes weergegeven. \* significant bij 10%, \*\* significant bij 5% en \*\*\* significant bij 1%-significantieniveau.

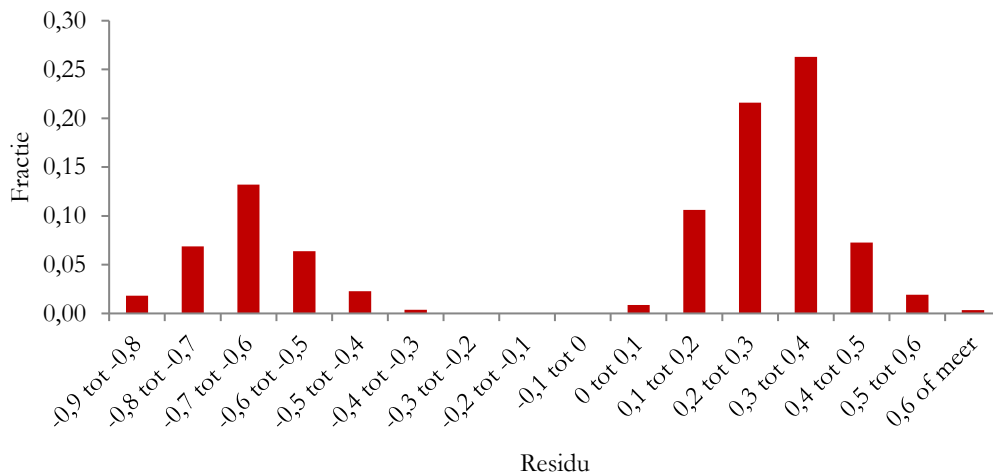
### Voorspelde gezondheidsprofielen LASA-respondenten

De uiteindelijke toepassing van de verklaringmodellen voor gezondheidsontwikkelingen ligt in het opstellen van een voorspelde ontwikkeling van gezondheid over leeftijd en gebruik daarvan in het arbeidsparticipatiemodel. Om een eerste indruk te geven van de resultaten van de voorspelmodellen, laten Figuur B.2 tot en met Figuur B.5 de voorspelde ontwikkeling over leeftijd zien voor de LASA-respondenten. Om deze gezondheidsprofielen te construeren zijn voor elke respondent in het LASA-analysebestand de gegevens uit de eerste observatie genomen. De kenmerken behorend bij deze observatie zijn vervolgens constant gehouden met leeftijd. Dat geldt niet voor de arbeidsmarktstatus: de profielen voor werkenden, arbeidsongeschikten en niet-werkenden om overige redenen zijn steeds berekend voor alle LASA-respondenten, ongeacht wat hun eerst geobserveerde arbeidsmarktstatus was. Indien personen op het moment van de eerste observatie eigenlijk werkten, zijn alle arbeidsgerelateerde kenmerken op nul gezet in de constructie van profielen voor arbeids-



ongeschikten en overig niet-werkenden. Voor personen die op het moment van de eerste observatie niet werkten, zijn arbeidsgerelateerde kenmerken geïmputeerd op basis van het gemiddelde onder alle werkenden in het analysebestand (ongeacht het moment van observatie). De figuren laten gezondheidsprofielen zien met dummy's voor tweajaarsleeftijdscategorieën, ter onderbouwing van de keuze voor een kwadratische specificatie van leeftijd. Soortgelijke figuren voor de uiteindelijke specificaties van de gezondheidsmodellen zijn opgenomen in Hoofdstuk 2.

**Figuur B.1** Verdeling van de storingstermen voor ervaren gezondheid heeft twee pieken



Bron: LASA-data, bewerking SEO Economisch Onderzoek en VUmc.

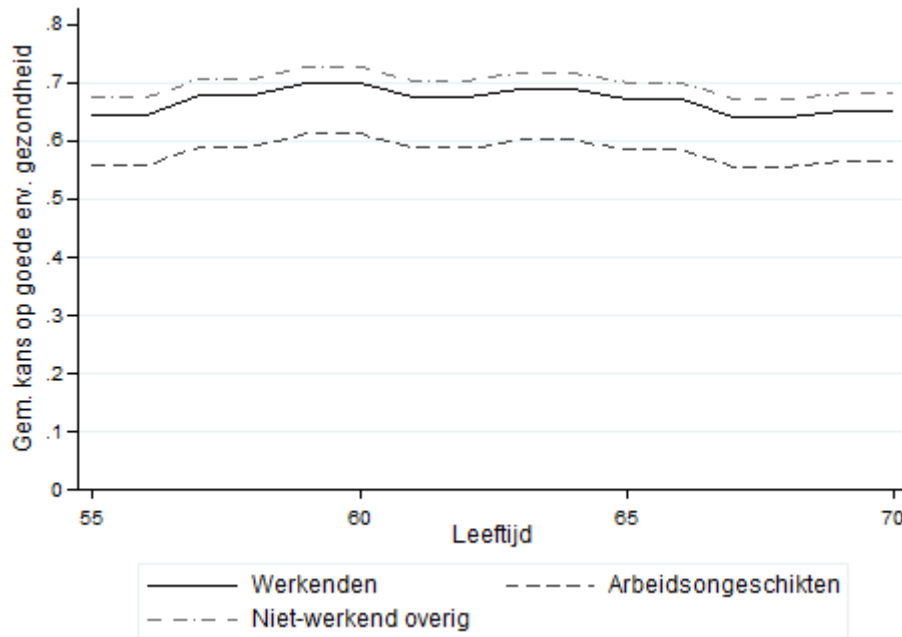
De voorspelde kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid ligt zoals verwacht aanzienlijk lager voor arbeidsongeschikten en iets hoger voor personen die om andere redenen niet werken, ten opzichte van werkenden (Figuur B.2). Er is nauwelijks sprake van een zichtbare trend met leeftijd.

De voorspelde kans op chronische ziekten neemt sterk toe met leeftijd (Figuur B.3). Waar deze kans op 55-jarige leeftijd nog tussen de 35 en 45 procent ligt, is deze op 70-jarige leeftijd gestegen tot ongeveer 75 procent. De kans ligt iets hoger voor arbeidsongeschikten, maar er is nauwelijks een verschil tussen werkenden en personen die om redenen anders dan arbeidsongeschiktheid niet werken.

Ook de voorspelde kans op moeite met traplopen laat een sterke ontwikkeling over leeftijd zien (Figuur B.4). Eveneens geldt hier dat de kans voor arbeidsongeschikten zoals verwacht iets hoger ligt.

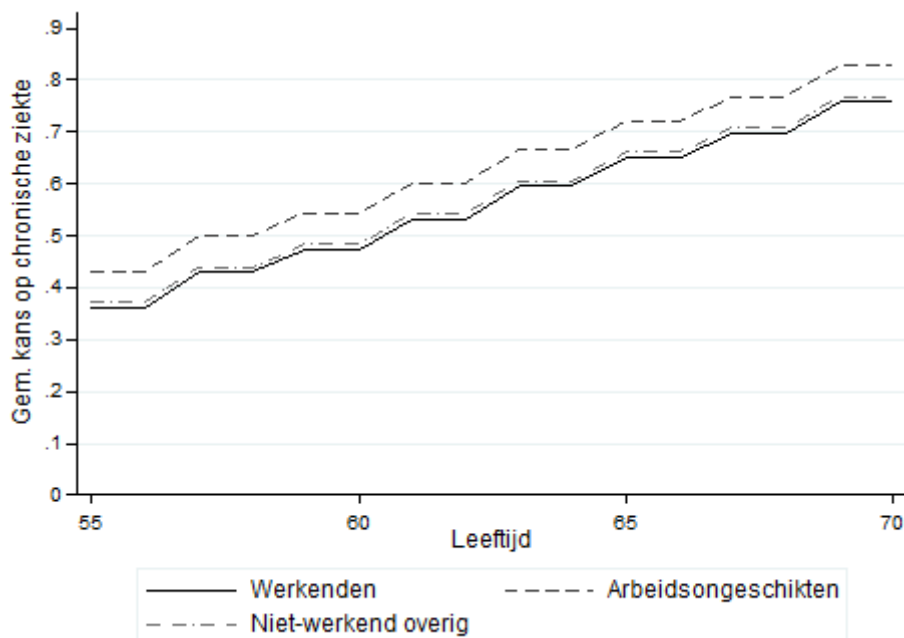
Tot slot is nauwelijks sprake van een patroon met leeftijd in de voorspelde kans op depressie (Figuur B.5). Wel is de voorspelde kans op depressie hoger voor arbeidsongeschikten dan voor werkenden.

**Figuur B.2** Beperkte ontwikkeling met leeftijd in voorspelde kans op (zeer) goede ervaren gezondheid



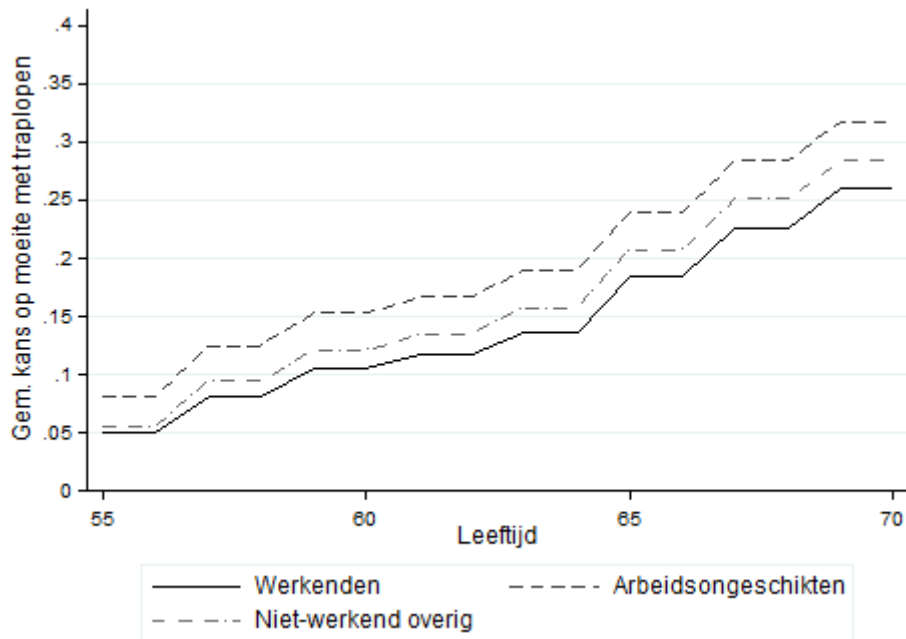
Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen van een model met dummy's voor tweejaarsleeftijdscategorieën.

**Figuur B.3** Sterke toename met leeftijd in voorspelde kans op chronische ziekten



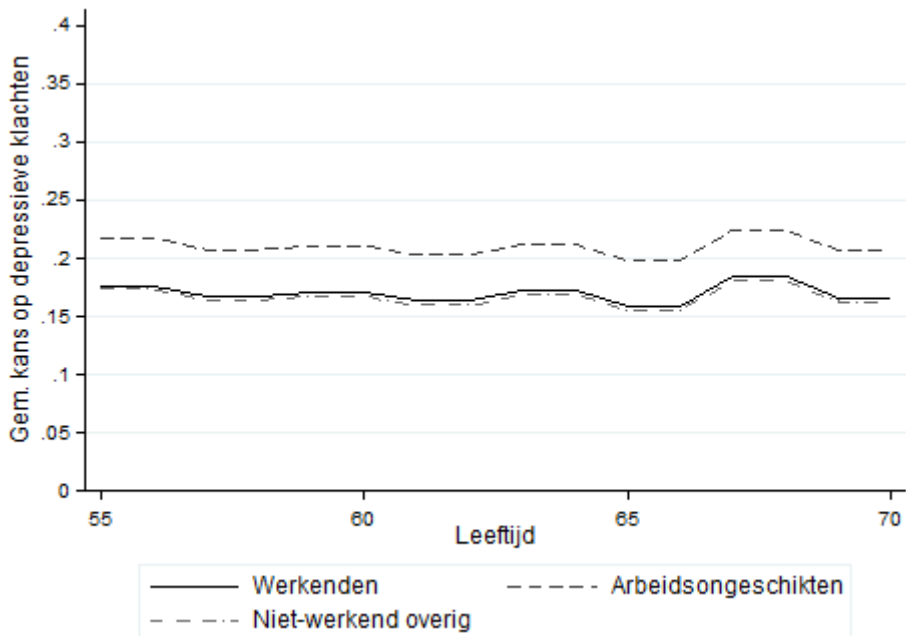
Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen van een model met dummy's voor tweejaarsleeftijdscategorieën.

Figuur B.4 Sterke toename met leeftijd in voorspelde kans op moeite met traplopen



Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen van een model met dummy's voor tweejaarsleeftijdscategorieën.

Figuur B.5 Nauwelijks verandering in voorspelde kans op depressieve klachten over leeftijd



Bron: SEO Economisch Onderzoek. Voorspellingen op basis van LASA-data en modelschattingen van een model met dummy's voor tweejaarsleeftijdscategorieën.

## Bijlage C Toepassen van gezondheidsprofielen op SSB-data

De analyses op de LASA-data leveren schattingen op voor de ontwikkelingen in diverse gezondheidsmaten naar leeftijd en arbeidsmarktstatus, gegeven tal van persoonskenmerken en arbeidsgerelateerde kenmerken. De gezondheid en de verwachte ontwikkeling daarin zijn belangrijke factoren in de keuze van individuen om al dan niet actief te blijven op de arbeidsmarkt. In de gekozen modellering van de uittredingsbeslissing (zie Bijlage D) is alleen de gezondheid op het moment dat iemand nog werkt van belang. Het participatiemodel gaat ervan uit dat een individu, gegeven die gezondheid, besluit om op een bepaald moment al dan niet uit te treden.

Voor elke persoon in het analysebestand dat op basis van het SSB is geconstrueerd, dienen een voorspelde kans op (zeer) goede ervaren gezondheid, een voorspelde kans op één of meer chronische ziekten, een voorspelde kans op het hebben van moeite met traplopen en een voorspelde kans op depressieve klachten te worden berekend. Als input hiervoor dienen de coëfficiëntschattingen in Tabel B.1 en Tabel B.1<sup>36</sup> en de geobserveerde kenmerken van personen in het SSB.<sup>37</sup> Het SSB-analysebestand bevat ook jongere cohorten (tot en met geboortjaar 1957) dan in het LASA-analysebestand zijn geobserveerd. Om de geschatte gezondheidsmodellen ook voor deze personen toe te passen, is een aanname nodig voor de extrapolatie van geschatte cohorteffecten. De volgende aannames worden gemaakt:

- *Ervaren gezondheid.* Het geschatte cohorteffect voor geboortecohort 1946 tot en met 1949 wordt doorgetrokken voor alle jongere cohorten in de voorspelling van de kans op een (zeer) goede ervaren gezondheid;
- *Chronische ziekten.* Het geschatte cohorteffect voor geboortecohort 1936 tot en met 1940 wordt toegepast voor geboortecohorten 1951 tot en met 1957. Degenen met geboortjaar 1950 krijgen het geschatte cohorteffect van cohort 1946 tot en met 1949 toegekend;

<sup>36</sup> De tabellen geven coëfficiëntschattingen weer na afronding op vier decimalen. Om precisie te waarborgen, maakt de berekening van voorspelde gezondheid voor personen in het SSB-analysebestand gebruik van acht decimalen voor de coëfficiëntschattingen en zes decimalen voor de percentielen van de storingstermen.

<sup>37</sup> De variabelen die in de gezondheidsmodellen zijn opgenomen, zijn veelal ook geobserveerd voor personen in het Sociaal Statistisch Bestand (SSB). Voor een gedeelte van de verklarende factoren geldt dat ze niet integraal geobserveerd zijn. Om toch voor iedereen een voorspelde gezondheid te kunnen berekenen, zijn deze factoren waar nodig geïmputeerd. Opleidingsniveau wordt geïmputeerd op basis van de geobserveerde fractie laag, middelbaar en hoogopgeleiden onder de personen in het analysebestand waarvoor wel een opleidingsniveau is gemeten. Het type dienstverband wordt geïmputeerd aan de hand van de geobserveerde fracties in de groep waarvoor wel een dienstverband bekend is. Andere verklarende factoren zijn uitsluitend waargenomen voor respondenten van de Enquête Beroepsbevolking (EBB). Zo wordt arbeidsduur geïmputeerd met de gemiddelde arbeidsduur die is geobserveerd, conditioneel op leeftijd en arbeidsmarktstatus. De leidinggevende taken en de omvang van de groep waaraan leiding wordt gegeven worden geïmputeerd op basis van fracties waarmee de categorieën voorkomen onder werkende respondenten van de EBB. Datzelfde geldt voor de fysieke en psychosociale werkbelasting en voor psychosociale steun. Bij de imputatie van deze laatste twee factoren wordt geen rekening gehouden met eventuele verschillen in geobserveerde fracties naar leeftijd. Bovendien wordt er in de imputatie geen rekening gehouden met correlaties in geïmputeerde waarden voor een persoon die op meerdere leeftijden in het analysebestand voorkomt. Alle arbeidsgerelateerde kenmerken worden op nul gezet wanneer iemand niet werkt volgens de SSB-registratiebestanden.

- *Moeite met traplopen*. Het geschatte cohorteffect voor geboortecohort 1936 tot en met 1940 wordt toegepast voor geboortecohorten 1951 tot en met 1957. Degenen met geboortjaar 1950 krijgen het geschatte cohorteffect van cohort 1946 tot en met 1949 toegekend;
- *Depressie*. Het geschatte cohorteffect voor geboortecohort 1946 tot en met 1949 wordt doorgetrokken voor alle jongere cohorten in de voorspelling van de kans op depressie.

De geschatte coëfficiënt voor het cohort dat tijdens de Tweede Wereldoorlog is geboren, wijkt vaak af van de trend die wordt waargenomen in de schattingen van de andere cohorten. Het ‘oorlogscohort’ wordt daarom niet gebruikt voor extrapolatie. In de schattingen voor ervaren gezondheid en depressie is te zien dat de jongste twee cohorten afwijken van de oudere cohorten. De schatting voor het cohort 1946 tot en met 1949 wordt doorgetrokken in de verwachting dat de toekomstige gezondheidsontwikkeling daar het dichtst bij zal aansluiten. De geschatte coëfficiënt voor het jongste cohort vormt juist weer een uitzondering in de modellen voor chronische ziekten en moeite met traplopen, zodat daar wordt teruggevallen op het cohort 1936 tot en met 1940 voor extrapolatie.

De geschatte gezondheidsmodellen bevatten ook een aparte dummy voor het eerste LASA-cohort. Het eerste LASA-cohort bevat uitsluitend personen met geboortjaar tussen 1923 en 1938. Omdat alle personen in het SSB na die tijd geboren zijn, wordt deze dummy op nul gezet in de voorspelling van gezondheid voor personen in het SSB.

### **Kenmerken voor het bepalen van voorspelde gezondheidsmaten**

Een aantal kenmerken in de geschatte gezondheidsmodellen is niet integraal in het SSB beschikbaar. Het gaat daarbij om de werkbelastingsvariabelen die worden afgeleid van de beroepscode, de arbeidsduur in uren per week voor zelfstandigen, de indicatoren voor de omvang van leidinggevende taken en de indicatoren voor laag, middelbaar en hoog opleidingsniveau.

Mogelijk zijn de personen voor wie deze informatie wel wordt geobserveerd niet representatief voor de gehele populatie van ouderen. Zowel de EBB als de opleidingsregistraties bevatten ophooggewichten die het mogelijk maken om tot een representatief beeld voor de totale bevolking te komen. Deze ophooggewichten zijn echter niet meer toe te passen op het samengestelde paneldatabestand om een tweetal redenen. Allereerst is de populatie die centraal staat in dit onderzoek, de ouderen die op 55-jarige leeftijd nog werken en gevolgd kunnen worden tot 70-jarige leeftijd, niet representatief voor de gehele populatie ouderen. Om de geobserveerde gegevens voor de geselecteerde populatie te extrapoleren, zijn ophooggewichten nodig die specifiek voor deze selectiecriteria corrigeren. Die gewichten zijn niet beschikbaar. Ten tweede gelden de ophooggewichten in de EBB voor een bepaalde peiling. De gegevens uit de EBB zijn echter niet uitsluitend in het jaar van observatie gebruikt, maar zijn ook voor eerdere en latere observaties gebruikt indien geen geactualiseerde EBB-gegevens beschikbaar waren voor een individu. De groep personen waarvoor het paneldatabestand gegevens bevat in een bepaald jaar is dus aanzienlijk anders dan de EBB-steekproef van dat betreffende jaar. De EBB-ophooggewichten zijn bedoeld om van de EBB-steekproef naar cijfers voor de gehele bevolking te gaan en zijn daarom, na de selecties van personen en toepassing van EBB-gegevens in jaren anders dan het observatiemoment, niet langer bruikbaar.<sup>38</sup>

<sup>38</sup> Vanwege de moeilijkheden met imputatie is ervoor gekozen om voor de variabelen in het arbeidsparticipatiemodel geen imputatie toe te passen. Er worden daarom indicatoren opgenomen voor het ontbreken van bepaalde gegevens.

Om toch voor iedereen een voorspelde gezondheid te bepalen, is het noodzakelijk om missende gegevens te imputeren. Vanwege de problemen met ophooggewichten is gekeken naar de geobserveerde frequenties van de kenmerken in het paneldatabestand en het prognosebestand. In beide bestanden vindt imputatie op soortgelijke wijze plaats. Een onbekend opleidingsniveau wordt zodanig geïmputeerd dat, na imputatie, de aandelen laag, middelbaar en hoog opgeleid in de databestanden overeenstemmen met de aandelen onder werkenden in een bepaalde leeftijdscategorie zoals gerapporteerd op CBS StatLine. Er wordt bepaald met welke kans een bepaald opleidingsniveau voor een persoon in een bepaalde leeftijdsklasse moet worden toegekend om uiteindelijk op deze macro-aandelen uit te komen. Bij de imputatie is dus uitsluitend rekening gehouden met leeftijd, maar niet met andere kenmerken. Een overzicht van de gebruikte aandelen is weergegeven in Tabel C.1. Deze kansen worden vergeleken met willekeurig getrokken getallen uit een uniforme verdeling om te bepalen welk opleidingsniveau wordt ingevuld. Bij de imputatie is geen rekening gehouden met mogelijke verschillen in opleidingsniveau naar leeftijd. Voor een individu wordt eenmalig een opleidingsniveau geïmputeerd om de geïmputeerde waarde vervolgens in te vullen voor alle observatiejaren, zodat het opleidingsniveau constant is over tijd.<sup>39</sup>

**Tabel C.1** Verdeling opleidingsniveau naar leeftijdscategorie als input in imputatie

leeftijdsklasse	laag opgeleid	middelbaar opgeleid	hoog opgeleid
<b>Paneldatabestand</b>			
55 tot 65 jaar	31,04%	37,32%	31,63%
65 tot 75 jaar	34,79%	35,26%	29,96%
<b>Prognosebestand</b>			
35 tot 40 jaar	13,86%	43,01%	43,13%
40 tot 45 jaar	17,73%	44,24%	38,03%
45 tot 50 jaar	20,87%	45,58%	33,56%
50 tot 55 jaar	23,35%	43,49%	33,16%
55 tot 60 jaar	24,90%	41,00%	34,10%
60 tot 65 jaar	29,05%	37,47%	33,47%
65 tot 70 jaar	33,06%	33,06%	33,87%
70 tot 75 jaar	29,73%	43,24%	27,03%

Bron: bewerking van CBS StatLine-cijfers. Er is gebruik gemaakt van CBS StatLine cijfers Arbeidsdeelname; onderwijsniveau voor de werkzame beroepsbevolking voor de jaren 2003 tot en met 2013 voor imputatie in het paneldatabestand. CBS StatLine cijfers Arbeidsdeelname; kerncijfers voor de werkzame beroepsbevolking over 2013 zijn gebruikt voor imputatie in het prognosebestand. De op CBS StatLine gerapporteerde aandelen zijn eerst opgehoogd om te corrigeren voor een klein aandeel van de werkzame beroepsbevolking waarvoor opleiding niet bekend is. Imputatie heeft vervolgens plaatsgevonden met een factor (streeffractie – (fractie missend in het analysebestand \* geobserveerde fractie)) / (1 – fractie missend in analysebestand). Deze factor is berekend voor ieder opleidingsniveau en iedere leeftijdsklasse. De streeffractie is gerapporteerd in de tabel, geobserveerde fracties en fractie missend in het analysebestand zijn berekend op basis van het paneldatabestand en prognosebestand.

<sup>39</sup> Deze manier van imputatie impliceert dat voor 35 procent van de personen een laag opleidingsniveau wordt ingevuld, voor 38,3 procent wordt een middelbaar opleidingsniveau geïmputeerd en voor 26,7 procent wordt een hoog opleidingsniveau geïmputeerd. Dit wijkt enigszins af van het gemiddelde opleidingsniveau van werkende ouderen volgens CBS StatLine (Arbeidsdeelname; onderwijsniveau). Volgens die cijfers is over de periode 2003 tot en met 2013 gemiddeld 30,9 procent van de werkende 55- tot 65-jarigen laag opgeleid geweest, had 37,1 procent van die groep een middelbaar opleidingsniveau en 31,4 procent een hoog opleidingsniveau. Voor 65- tot 75-jarigen waren de percentages respectievelijk 34,6 procent, 35,1 procent en 29,8 procent. De afwijking met de gekozen manier van imputatie lijkt relatief beperkt.

Daarnaast vindt imputatie van gegevens over fysieke werkbelasting, psychosociale werkbelasting, psychosociale steun, de arbeidsduur en de omvang van leidinggevende taken plaats. Voor de imputatie van leidinggevende taken wordt gekeken naar de verdeling van personen voor wie deze informatie is geobserveerd over de categorieën geen leidinggevende taken, leiding aan 1 tot en met 4 personen en leiding aan 5 of meer personen. Volgens deze verhoudingen worden op basis van willekeurige getallen uit een uniforme verdeling kenmerken toegekend aan personen voor wie deze informatie niet is geobserveerd. Deze toekenning vindt onafhankelijk plaats voor elk jaar van observatie, waardoor er variatie over tijd kan ontstaan in de leidinggevende taken. Voor de imputatie van arbeidsduur worden leeftijdsspecifieke gemiddelden berekend op basis van de geobserveerde arbeidsduur. Indien de arbeidsduur niet geobserveerd is, wordt dit leeftijdsspecifieke gemiddelde ingevuld. Imputatie van de werkbelastingsvariabelen vindt op dezelfde manier plaats als imputatie van leidinggevende taken. Er wordt gekeken naar de frequentie waarmee bepaalde waarden voorkomen en willekeurige getallen uit een uniforme verdeling worden aan de hand daarvan vertaald in een bepaalde mate van belasting. Het imputeren van de drie maten voor werkbelasting gebeurt onafhankelijk van elkaar. Bovendien houdt de imputatie geen rekening met correlatie over tijd. De geïmputeerde werkbelasting kan voor een bepaald individu daardoor sterker variëren over tijd dan de in werkelijkheid geobserveerde werkbelasting.

### **Ophogen op basis van geobserveerde gezondheid**

Naast toepassing van de geschatte gezondheidsmodellen, wordt extra variatie in de voorspelde gezondheid gebracht door op te hogen met een storingsterm, conform de verdeling van storingstermen na schatting op de LASA-data. Hiertoe wordt de storingsterm uit de eerste stap van het paneldata model opgeteld bij de storingsterm uit de tweede stap (zie Bijlage B). Dit resulteert in een totale storingsterm

$$residu_{i,t} = \varepsilon_{i,t} + \eta_i$$

De hoogte van het residu verschilt afhankelijk van de geobserveerde uitkomst. Indien voor een persoon in het SSB-analysebestand de betreffende gezondheidsmaat wordt geobserveerd, wordt willekeurig een storingsterm getrokken uit de conditionele verdeling van de residuen uit de schattingen op de LASA-data, conditioneel op de geobserveerde uitkomst. Wanneer de gezondheidsmaat niet wordt geobserveerd, wordt de totale verdeling hiervoor gebruikt. Om residuen te trekken wordt gebruikgemaakt van het minimum, 5<sup>e</sup> percentiel, 10<sup>e</sup> percentiel, 15<sup>e</sup> percentiel, enzovoort van de totale verdeling en de twee conditionele verdelingen. Er wordt willekeurig een getal tussen 0 en 1 uit een uniforme verdeling getrokken om te bepalen uit welk percentiel een residu getrokken moet worden. Vervolgens wordt een tweede willekeurig getal uit een uniforme verdeling gebruikt om de waarde van het residu te bepalen volgens onderstaande formule, waarbij  $p_{q-1}$  en  $p_q$  de waarden van respectievelijk percentielen  $q - 1$  en  $q$  van de verdeling van residuen zijn en  $r$  het getrokken getal uit een uniforme (0,1)-verdeling.

$$voorspeld\ residu = r \times (p_q - p_{q-1}) + p_{q-1}$$

Het 'voorspelde residu' wordt vervolgens opgeteld bij de voorspelde kans die volgt uit vermenigvuldiging van de geschatte coëfficiënten met de geobserveerde kenmerken voor personen in het SSB-analysebestand.

Omdat een lineair paneldata model is geschat voor een 0/1-uitkomstmaat, kunnen de voorspelde kansen kleiner zijn dan 0 of groter dan 1. Na toevoeging van het 'voorspelde residu' wordt de voorspelde kans daarom afgekapt en worden alle waarden kleiner dan 0 op 0 gezet terwijl waarden groter dan 1 op 1 worden gezet. Op elke leeftijd waarop een persoon in het paneldatabestand of prognosebestand zit, kan op deze manier een voorspelde gezondheid worden bepaald gegeven de kenmerken op de betreffende leeftijd. Dit resulteert in een voorspeld gezondheidsprofiel, gegeven alle geobserveerde kenmerken (inclusief de geobserveerde arbeidsmarktstatus) over leeftijd. De verschillende voorspelde gezondheidsmaten op iedere leeftijd worden als verklarende factoren in het arbeidsparticipatiemodel gebruikt.





## Bijlage D Schattingsmethode en –resultaten uittreedgedrag

Dit onderzoek beschrijft het uittreedgedrag van oudere werknemers modelmatig middels een *competing risks proportional hazards* model. Een *competing risks* model is een variant van een duurmodel waarin expliciet rekening wordt gehouden met het feit dat uitstroom in verschillende, elkaar uitsluitende, richtingen kan plaatsvinden. De verklarende factoren voor de duur tot uitstroom kunnen een effect hebben dat verschilt voor de diverse uitstroomrichtingen.

Een alternatieve modellering is om te werken met *option value* modellen. Zo'n model gebruikt de zogenaamde nutswaarde van alle mogelijke uittredingsbeslissingen (dat wil zeggen, alle mogelijke combinaties van uittredingsleeftijd en uittreedroute), bezien vanaf het moment dat een individu 55 jaar oud is. Het model neemt aan dat een persoon op 55-jarige leeftijd de optimale uittredingsbeslissing maakt. Daarbij wordt de verwachte ontwikkeling in gezondheid expliciet meegewogen. Dit vereist de berekening van een verwachte gezondheidsontwikkeling in iedere arbeidsmarktstatus, terwijl juist de causale effecten van arbeidsmarktstatus op gezondheid waarschijnlijk niet precies geschat zijn met de gebruikte paneldata modellen. Bovendien vereist het schatten van een *option value* model veel gegevens, omdat personen van 55 tot 70 jaar gevolgd moeten kunnen worden.<sup>40</sup> Voor een *competing risks* model volstaat observatie tot het moment van uittreding en kan bovendien expliciet rekening worden gehouden met afgekapte observaties waarbij geen uittreding is geobserveerd. Tevens is in dat laatste type model alleen de gezondheid op het moment dat een persoon nog werkt van belang. Om die reden is in dit onderzoek gekozen voor het schatten van een *competing risks* model.

Het model modelleert de kans op uitstroom op een bepaalde dag in drie uittreedrichtingen:

1. uitstroom richting arbeidsongeschiktheid (AO-uitkering);
2. uitstroom richting werkloosheid (WW- of bijstandsuitkering);
3. uitstroom in overige richting (onder andere vervroegde pensionering).

Er wordt aangenomen dat de kansen op uitstroom in de verschillende richtingen onafhankelijk zijn. Deze aanname vereenvoudigt de berekening van de participatiekans op verschillende leeftijden aanzienlijk. De complexiteit van het schatten van een *competing risks* model met gecorreleerde uitstroomkansen is groot. In geval van gecorreleerde uitstroomkansen dienen de modellen voor de verschillende uitstroomrichtingen namelijk in combinatie geschat te worden, terwijl aparte schattingen van drie modellen voor de drie uitstroomrichtingen mogelijk zijn bij onafhankelijke uitstroomkansen.<sup>41</sup>

---

<sup>40</sup> Eventueel kan het *option value* model ook gegevens over 56-jarige werkenden, 57-jarige werkenden, enzovoort, gebruiken als aanvulling. Dit betreft echter een selecte groep werkenden met mogelijk betere arbeidsmarktkansen en betere gezondheid.

<sup>41</sup> Binnen deze onderzoeksopdracht was geen ruimte voor een complexere modellering met afhankelijke risico's. Aangezien een persoon bij de keuze voor uittreding alle mogelijke uitstroomrichtingen zal overwegen, geeft dit mogelijk wel een meer realistische modellering van de arbeidsparticipatiebeslissing.

Er is sprake van zogenaamde *censoring* wanneer voor een persoon geen uitstroom in één van de drie richtingen wordt geobserveerd. Deze personen kunnen niet tot het moment van uitstroom van de arbeidsmarkt worden gevolgd. Dat kan bijvoorbeeld worden veroorzaakt door overlijden of emigratie, of doordat mensen tot het einde van de observatieperiode blijven werken. Een duurmodel gebruikt de informatie uit deze observaties wel, zodat deze personen niet uit het analysebestand worden verwijderd.

Het doel van het model is om het moment van uittreding van de arbeidsmarkt van oudere werknemers te verklaren, evenals de uittreedroute. Individuen worden geobserveerd vanaf 55-jarige leeftijd, dus het model verklaart de duur ( $t$ ) tot uittreding (in dagen) vanaf 55-jarige leeftijd. Het model voor de uitstroomkans in een bepaalde richting ( $j$ ), de zogenaamde *hazard rate*, heeft de volgende specificatie:

$$\lambda_j(t|x, \beta_j) = \lambda_{0j}(t) \exp[x'(t)\beta_j]$$

waarin  $\lambda_{0j}(t)$  de zogenaamde *baseline hazard* is.<sup>42</sup> Er zijn verschillende mogelijkheden voor de specificatie van deze baseline hazard. Een flexibele vorm, waarin geen expliciete specificatie van deze term nodig is, is het gebruik van een *Cox proportional hazards* model. Bij gebruik van zo'n model is het berekenen van de participatiekans op iedere leeftijd echter ingewikkelder. Een andere veelgebruikte specificatie voor de *baseline hazard* is de zogenaamde *Weibull* specificatie:

$$\lambda_{0j}(t) = \alpha_j t^{\alpha_j - 1}$$

In dit onderzoek wordt uitgegaan van zo'n *Weibull* specificatie voor de *baseline hazard*. De drie modellen worden onafhankelijk van elkaar geschat. Elk van de modellen bevat dezelfde set aan verklarende factoren, maar de omvang van de geschatte effecten kan variëren. Tabel D.1 bevat de schattingsresultaten voor het *competing risks* model voor het uittreedgedrag van oudere werknemers. Iedere kolom bevat de schattingsresultaten voor een duurmodel voor uitstroom in een bepaalde richting.

De modelschattingen in Tabel D.1 maken gebruik van gegevens over mannen en vrouwen. De arbeidsparticipatiegraad verschilt echter tussen mannen en vrouwen en ook heeft de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen zich anders ontwikkeld, zie Hoofdstuk 3.1. Daarom zijn in dit onderzoek ook aparte duurmodellen voor de arbeidsparticipatie van mannen en vrouwen geschat. Daaruit kunnen geschatte participatiekansen worden berekend zoals gepresenteerd in Figuur D.1 en Figuur D.2. Een vergelijking van de geschatte ontwikkeling in de arbeidsparticipatie met leeftijd op basis van de separate analyses voor mannen en vrouwen laat zien dat het patroon met leeftijd vergelijkbaar is. Voor vrouwen daalt de arbeidsparticipatie iets sterker op jongere leeftijd, maar de geschatte kansen op basis van modelschattingen op de hele dataset vormen een gemiddelde van de ontwikkeling voor mannen en vrouwen.

---

<sup>42</sup> Een benadering van de kans op uitstroom in een bepaalde richting in een bepaald jaar is  $1 - (1 - \hat{\lambda})^{365}$ , waarbij  $\hat{\lambda}$  de geschatte kans op uitstroom in de betreffende richting op een dag.

Tabel D.1 Schattingsresultaten competing risks duurmodel met drie uitstroomrichtingen

	Uitstroomrichting		
	Arbeidsongeschiktheid	Werkloosheid	Overig niet-werkend
(Voorspelde) gezondheid			
kans op (zeer) goede ervaren gezondheid & 55 tot 57 jaar	-0,045*** (0,012)	0,034** (0,011)	-0,208*** (0,007)
kans op (zeer) goede ervaren gezondheid & 57 tot 59 jaar	-0,195*** (0,012)	0,059*** (0,011)	-0,492*** (0,006)
kans op (zeer) goede ervaren gezondheid & 59 tot 61 jaar	0,139*** (0,012)	0,013 (0,013)	0,174*** (0,005)
kans op (zeer) goede ervaren gezondheid & 61 tot 63 jaar	0,133*** (0,016)	-0,007 (0,018)	0,213*** (0,006)
kans op (zeer) goede ervaren gezondheid & 63 tot 65 jaar	-0,579*** (0,029)	-0,471*** (0,031)	0,198*** (0,007)
kans op (zeer) goede ervaren gezondheid & 65 jaar of ouder	-12,754** (4,602)	-2,779*** (0,175)	-0,190*** (0,013)
kans op depressie & 55 tot 57 jaar	-0,030 (0,016)	-0,016 (0,015)	0,002 (0,010)
kans op depressie & 57 tot 59 jaar	-0,052** (0,018)	-0,047** (0,016)	-0,148*** (0,010)
kans op depressie & 59 tot 61 jaar	0,039* (0,017)	-0,075*** (0,020)	0,029*** (0,007)
kans op depressie & 61 tot 63 jaar	0,031 (0,022)	0,014 (0,026)	0,029*** (0,008)
kans op depressie & 63 tot 65 jaar	-0,286*** (0,054)	-0,061 (0,049)	0,068*** (0,010)
kans op depressie & 65 jaar of ouder	-5,937* (3,005)	-0,539* (0,239)	-0,056** (0,019)
kans op chronische ziekten & 55 tot 57 jaar	0,029* (0,013)	0,051*** (0,012)	-0,071*** (0,008)
kans op chronische ziekten & 57 tot 59 jaar	-0,086*** (0,013)	0,008 (0,012)	-0,333*** (0,007)
kans op chronische ziekten & 59 tot 61 jaar	0,070*** (0,013)	-0,021 (0,014)	0,070*** (0,005)
kans op chronische ziekten & 61 tot 63 jaar	0,107*** (0,016)	0,022 (0,018)	0,083*** (0,006)
kans op chronische ziekten & 63 tot 65 jaar	-0,486*** (0,031)	-0,176*** (0,031)	0,207*** (0,007)
kans op chronische ziekten & 65 jaar of ouder	-8,183* (3,433)	-2,448*** (0,167)	-0,132*** (0,013)
kans op moeite met traplopen & 55 tot 57 jaar	0,061*** (0,015)	0,033* (0,014)	-0,034*** (0,010)
kans op moeite met traplopen & 57 tot 59 jaar	-0,047** (0,017)	-0,016 (0,015)	-0,228*** (0,010)

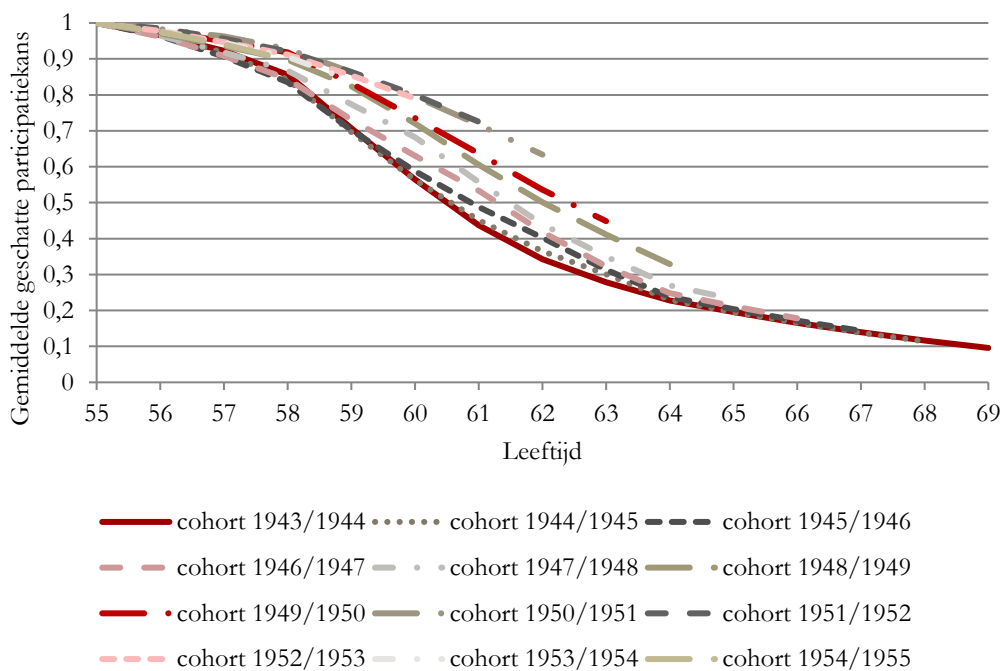
kans op moeite met traplopen & 59 tot 61 jaar	0,050** (0,016)	-0,013 (0,018)	0,035*** (0,006)
kans op moeite met traplopen & 61 tot 63 jaar	0,043* (0,021)	0,071** (0,024)	0,041*** (0,007)
kans op moeite met traplopen & 63 tot 65 jaar	-0,359*** (0,052)	0,099* (0,042)	0,172*** (0,009)
kans op moeite met traplopen & 65 jaar of ouder	-20,881*** (6,159)	-1,382*** (0,258)	-0,109*** (0,019)
<b>Persoonskenmerken</b>			
vrouw	-0,373*** (0,012)	-0,205*** (0,011)	-0,023*** (0,006)
getrouwd	0,068*** (0,013)	-0,195*** (0,012)	0,002 (0,006)
vrouw x getrouwd	-0,625*** (0,014)	-0,006 (0,013)	0,380*** (0,006)
allochtoon	0,099*** (0,009)	0,341*** (0,008)	-0,050*** (0,004)
laag opgeleid	0,190*** (0,013)	0,015 (0,008)	0,040*** (0,006)
middelbaar opgeleid (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
hoog opgeleid	0,008 (0,018)	-0,243*** (0,011)	-0,039*** (0,007)
opleiding onbekend	0,087*** (0,011)	-1,812*** (0,008)	0,099*** (0,005)
<b>Huishoudsamenstelling</b>			
alleenstaande (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
paar zonder kinderen	-0,040** (0,013)	-0,227*** (0,012)	0,068*** (0,006)
paar met kinderen	-0,273*** (0,014)	-0,345*** (0,013)	-0,097*** (0,006)
eenouderhuishouden	-0,227*** (0,017)	-0,182*** (0,015)	-0,100*** (0,008)
instellings- of overig huishouden	0,358*** (0,026)	-0,288*** (0,042)	-0,023 (0,018)
<b>Arbeidsgerelateerde kenmerken</b>			
vast/tijdelijk dienstverband (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
flexibel dienstverband	-0,455*** (0,018)	0,273*** (0,013)	-0,029*** (0,008)
zelfstandige	-2,547*** (0,026)	-1,351*** (0,028)	-0,591*** (0,011)
totaal fiscaal loon (x 1000)	-0,030*** (0,000)	-0,002*** (0,000)	-0,001*** (0,000)

bedrijfsgrootte zeer klein	-0,640*** (0,021)	-0,062** (0,020)	-0,513*** (0,008)
bedrijfsgrootte klein	-0,422*** (0,014)	0,088*** (0,015)	-0,491*** (0,006)
bedrijfsgrootte midden	-0,206*** (0,011)	0,077*** (0,012)	-0,315*** (0,004)
bedrijfsgrootte groot	-0,113*** (0,010)	0,134*** (0,012)	-0,122*** (0,004)
bedrijfsgrootte zeer groot (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
bedrijfsgrootte onbekend	-0,189*** (0,021)	0,105*** (0,021)	-0,908*** (0,011)
werkzaam in sector Landbouw, bosbouw en visserij	-0,618*** (0,034)	0,010 (0,032)	0,339*** (0,016)
werkzaam in sector Winning van delfstoffen	-0,559*** (0,153)	-0,801*** (0,174)	0,340*** (0,068)
werkzaam in sector Industrie (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
werkzaam in sector Productie en distributie van en handel in elektriciteit, aardgas, stoom, gekoelde lucht en winning en distributie van water	-0,807*** (0,052)	-1,500*** (0,089)	0,679*** (0,017)
werkzaam in sector Bouwnijverheid	0,035* (0,014)	0,261*** (0,015)	0,694*** (0,008)
werkzaam in sector Groot- en detailhandel	-0,628*** (0,014)	0,135*** (0,013)	0,129*** (0,007)
werkzaam in sector Horeca	-0,746*** (0,032)	-0,046 (0,025)	0,135*** (0,017)
werkzaam in sector Vervoer, opslag en communicatie	-0,457*** (0,016)	0,032* (0,015)	0,279*** (0,009)
werkzaam in sector Financiële instellingen	-0,313*** (0,024)	0,645*** (0,017)	0,479*** (0,010)
werkzaam in sector Verhuur van en handel in (on)roerend goed en zakelijke dienstverlening	-0,566*** (0,014)	0,276*** (0,012)	0,098*** (0,007)
werkzaam in sector Openbaar bestuur	-0,643*** (0,022)	-1,564*** (0,030)	0,163*** (0,010)
werkzaam in sector Onderwijs	-0,523*** (0,014)	-1,100*** (0,019)	0,029*** (0,007)
werkzaam in sector Gezondheids- en Welzijnzorg	-0,714*** (0,013)	-0,745*** (0,015)	0,014* (0,007)
werkzaam in sector Milieudienstverlening	-0,821*** (0,022)	-0,144*** (0,019)	0,001 (0,010)
werkzaam in sector Huishoudens als werkgever	-0,655*** (0,106)	-0,479*** (0,091)	1,215*** (0,046)
werkzaam in sector Extraterritoriale organisaties en lichamen	-0,595** (0,216)	-0,419* (0,181)	0,049 (0,108)
onbekend in welke sector werkzaam	-0,534*** (0,011)	0,198*** (0,013)	0,312*** (0,006)

arbeidsduur (in uren per week)	-0,027*** (0,000)	-0,015*** (0,000)	-0,007*** (0,000)
Geboortecohort			
geboren april 1943 t/m maart 1944 (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
geboren april 1944 t/m maart 1945	-0,092*** (0,013)	-0,031 (0,018)	-0,014** (0,005)
geboren april 1945 t/m maart 1946	-0,196*** (0,013)	-0,144*** (0,018)	-0,060*** (0,005)
geboren april 1946 t/m maart 1947	-0,375*** (0,012)	-0,245*** (0,016)	-0,095*** (0,005)
geboren april 1947 t/m maart 1948	-0,518*** (0,013)	-0,346*** (0,017)	-0,172*** (0,005)
geboren april 1948 t/m maart 1949	-0,620*** (0,013)	-0,345*** (0,017)	-0,425*** (0,006)
geboren april 1949 t/m maart 1950	-0,764*** (0,014)	-0,300*** (0,016)	-0,586*** (0,006)
geboren april 1950 t/m maart 1951	-0,849*** (0,024)	-0,128*** (0,025)	-0,283*** (0,012)
geboren april 1951 t/m maart 1952	-0,851*** (0,024)	-0,090*** (0,025)	-0,464*** (0,012)
geboren april 1952 t/m maart 1953	-0,818*** (0,025)	-0,011 (0,025)	-0,537*** (0,013)
geboren april 1953 t/m maart 1954	-0,782*** (0,026)	-0,006 (0,026)	-0,442*** (0,015)
geboren april 1954 t/m maart 1955	-0,851*** (0,028)	0,043 (0,026)	-0,391*** (0,016)
geboren april 1955 t/m maart 1956	-0,876*** (0,031)	0,228*** (0,027)	-0,220*** (0,018)
geboren april 1956 t/m maart 1957	-0,748*** (0,038)	0,607*** (0,029)	0,394*** (0,021)
# vacatures / # werklozen	-0,372*** (0,016)	-1,135*** (0,019)	-0,536*** (0,007)
constante	-8,109*** (0,047)	-9,490*** (0,049)	-12,947*** (0,035)
duurafhankelijkheidsparameter ( $\alpha$ )	1,167 (0,004)	1,233 (0,004)	1,661 (0,003)
aantal geobserveerde uitstroom	114.123	118.750	653.048
aantal individuen	1.991.984	1.991.984	1.991.984
aantal observaties	10.950.391	10.950.391	10.950.391

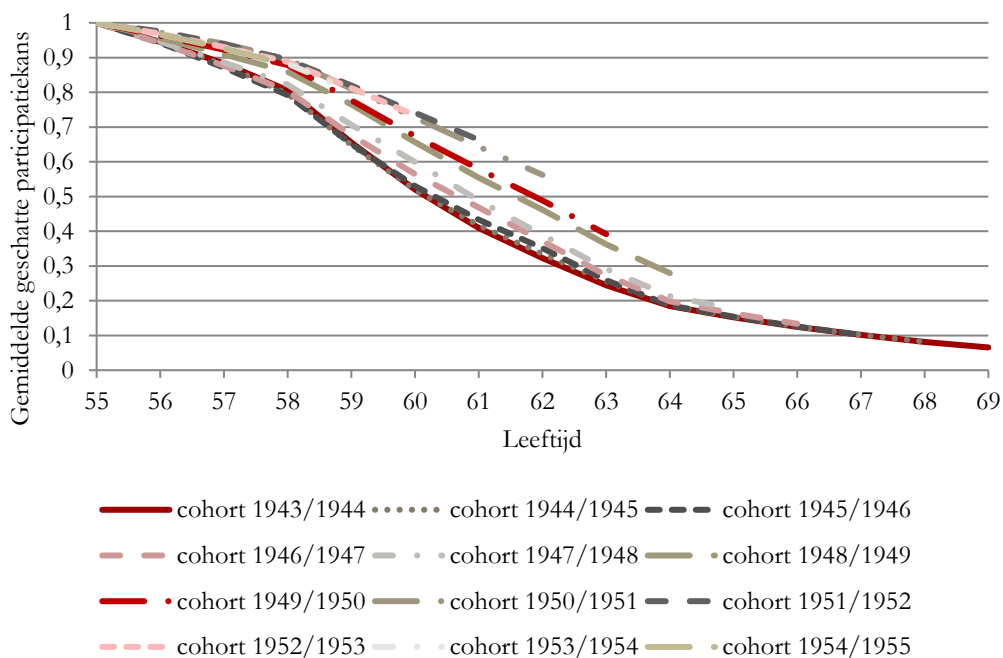
Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van bewerkte CBS-microdata. De gezondheidsmaten betreffen voorspelde kansen die, vanwege de standaardfouten rondom de achterliggende puntschattingen, zelf ook een standaardfout hebben. Bovendien is voor sommige variabelen gebruikgemaakt van imputatie, hetgeen de variatie mogelijk beperkt. De gerapporteerde standaardfouten zijn hier niet voor gecorrigeerd. De standaardfouten voor de invloed van voorspelde gezondheid zullen in werkelijkheid groter zijn.

**Figuur D.1** Geschatte participatiekans met leeftijd voor mannen



Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van modelschattingen en bewerkte CBS-microdata.

**Figuur D.2** Geschatte participatiekans met leeftijd voor vrouwen



Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van modelschattingen en bewerkte CBS-microdata.



Er is een directe relatie tussen de kans op uitstroom in de verschillende richtingen en de kans op participatie op de arbeidsmarkt op een bepaalde leeftijd, de zogenaamde ‘overlevingskans’  $S(t)$ :

$$S(t) = \exp \left[ - \sum_{j=1}^m \int_0^t \lambda_j(u|x, \beta_j) du \right]$$

waarbij wordt gesommeerd over de drie verschillende uitstroomrichtingen. Gegeven de gekozen specificatie van de *hazard rate* vertaalt deze functie zich in:<sup>43</sup>

$$S(t) = \exp \left[ - \sum_{j=1}^m \exp(x'(t)\beta_j) t^{\alpha_j} \right]$$

De geschatte modellen resulteren op die manier ook in een geschatte participatiekans voor ieder individu.<sup>44</sup>

Tot slot is het interessant om, naast de kans op uitstroom in een bepaalde richting op een specifiek tijdstip, te kijken naar de totale kans op uitstroom in een bepaalde richting. Dit wordt weergegeven in de zogenaamde *cumulative incidence function*:

$$CIF_j(t) = \int_0^t S(u) \lambda_j(u) du$$

ofwel de cumulatieve uitstroomkans. Simpelweg is dat de kans dat iemand nog participeert tot moment  $t$  vermenigvuldigd met de kans op uitstroom in de betreffende richting op tijdstip  $t$ .

### Ontwikkeling van de arbeidsduur

De arbeidsduur op 55-jarige leeftijd is gemodelleerd met een simpel lineair regressiemodel. De effecten zijn geïllustreerd in Figuur 3.11 in Hoofdstuk 3.4. De onderliggende schattingsresultaten zijn weergegeven in Tabel D.1. Het model is geschat op gegevens voor mannen en vrouwen gezamenlijk, apart voor mannen en apart voor vrouwen om zo ook de verschillen tussen mannen en vrouwen in kaart te brengen. De schattingsresultaten in de eerste kolom geven aan dat vrouwen op 55-jarige leeftijd een lagere arbeidsduur hebben dan mannen. Dat geldt met name voor getrouwde vrouwen. Laag opgeleiden werken gemiddeld iets korter, hoog opgeleiden werken juist iets meer uren per week ten opzichte van middelbaar opgeleiden. Een hogere voorspelde kans op een goede ervaren gezondheid is geassocieerd met een kortere arbeidsduur. Dit geldt in nog veel sterkere mate voor de andere gezondheidsmaten. Het effect van opleidingsniveau op arbeidsduur is sterker voor mannen dan voor vrouwen (kolom 2 en 3).

<sup>43</sup> Omdat het model verklarende factoren bevat die variëren over de tijd, moet over verschillende intervallen van duren worden gesommeerd. Als voorbeeld betekent dit dat bij twee momenten van variatie in de verklarende factoren, de formule er als volgt uit komt te zien:

$$S(t_2) = \exp \left[ - \sum_{j=1}^m \exp(x'(t_1)\beta_j) t_1^{\alpha_j} + \exp(x'(t_2)\beta_j) (t_2^{\alpha_j} - t_1^{\alpha_j}) \right]$$

<sup>44</sup> Voor personen die vóór 2013 zijn uitgestroomd, zijn de kenmerken uit de laatste observatie doorgetrokken in het berekenen van de voorspelde participatiekansen.

Tabel D.1 Verklaring van de arbeidsduur (aantal arbeidsuren per week) op 55-jarige leeftijd

variabele	totaal (manen & vrouwen)	mannen	vrouwen
	coëfficiëntschatting (st.dev.)	coëfficiëntschatting (st.dev.)	coëfficiëntschatting (st.dev.)
vrouw	-5,534*** (0,026)		
getrouwd	0,990*** (0,016)	0,976*** (0,016)	-5,429*** (0,025)
vrouw x getrouwd	-6,587*** (0,029)		
laag opgeleid	-1,539*** (0,021)	-0,775*** (0,023)	-2,318*** (0,037)
middelbaar opgeleid (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
hoog opgeleid	0,888*** (0,021)	-0,083*** (0,022)	2,312*** (0,040)
voorspelde gezondheidsmaten			
(zeer) goede ervaren gezondheid	-0,074*** (0,015)	0,063*** (0,015)	-0,268*** (0,029)
aanwezigheid depressie	-0,171*** (0,018)	-0,038** (0,018)	-0,344*** (0,034)
aanwezigheid chronische ziekte	-0,431*** (0,015)	-0,360*** (0,016)	-0,533*** (0,029)
moeite met traplopen	0,552*** (0,017)	0,230*** (0,017)	1,021*** (0,033)
zeer klein bedrijf	-2,570*** (0,060)	-2,437*** (0,068)	-2,786*** (0,109)
klein bedrijf	-1,531*** (0,041)	-1,545*** (0,044)	-1,582*** (0,078)
middelgroot bedrijf	0,036 (0,028)	-0,281*** (0,026)	0,161** (0,068)
groot bedrijf	0,294*** (0,024)	0,097*** (0,023)	0,318*** (0,057)
zeer groot bedrijf (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
bedrijfsgrootte onbekend	0,354*** (0,016)	-0,172*** (0,017)	0,921*** (0,031)
sectordummy's	ja	ja	ja
constante	37,861*** (0,027)	37,924*** (0,027)	33,064*** (0,069)
aantal observaties	1.920.212	1.159.217	760.995

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Schattingen op basis van bewerkte CBS-microdata. De tabel bevat schattingen voor een lineair regressiemodel dat is geschat met OLS. \* is significant op 10%, \*\* is significant op 5% en \*\*\* is significant op 1%.

Om vast te stellen welke persoons- en arbeidsgerelateerde kenmerken geassocieerd zijn met een *verandering* in de arbeidsduur laat Tabel D.2 schattingen zien voor een paneldata model. Deze schattingen zijn gebruikt om de ontwikkeling van arbeidsduur met leeftijd, gecorrigeerd voor andere

factoren, in kaart te brengen (zie Figuur 3.12 in Hoofdstuk 3.4). De geschatte leeftijdseffecten impliceren een behoorlijke afname van de arbeidsduur met leeftijd.

**Tabel D.2** Schattingsresultaten paneldata model voor de ontwikkeling in arbeidsduur

variabele	mannen & vrouwen	mannen	vrouwen
leeftijd 55 (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
leeftijd 56	-0,340*** (0,004)	-0,377*** (0,005)	-0,276*** (0,006)
leeftijd 57	-0,592*** (0,005)	-0,632*** (0,006)	-0,515*** (0,008)
leeftijd 58	-0,924*** (0,006)	-0,983*** (0,007)	-0,807*** (0,010)
leeftijd 59	-1,332*** (0,007)	-1,380*** (0,009)	-1,227*** (0,011)
leeftijd 60	-2,218*** (0,009)	-2,311*** (0,011)	-2,008*** (0,013)
leeftijd 61	-3,196*** (0,011)	-3,463*** (0,014)	-2,662*** (0,016)
leeftijd 62	-4,670*** (0,015)	-5,248*** (0,019)	-3,561*** (0,020)
leeftijd 63	-5,900*** (0,019)	-6,712*** (0,026)	-4,372*** (0,026)
leeftijd 64	-6,980*** (0,023)	-7,905*** (0,031)	-5,204*** (0,032)
leeftijd 65	-13,183*** (0,047)	-14,419*** (0,057)	-10,157*** (0,076)
leeftijd 66	-13,928*** (0,060)	-15,222*** (0,073)	-10,707*** (0,100)
leeftijd 67	-14,414*** (0,079)	-15,655*** (0,095)	-11,181*** (0,136)
leeftijd 68	-14,982*** (0,106)	-16,327*** (0,127)	-11,404*** (0,185)
leeftijd 69	-15,369*** (0,166)	-16,642*** (0,198)	-11,969*** (0,295)

## Vervolg D.3

variabele	mannen & vrouwen	mannen	vrouwen
(zeer) goede ervaren gezondheid	0,045*** (0,005)	0,051*** (0,006)	0,034*** (0,007)
aanwezigheid depressie	-0,051*** (0,006)	-0,058*** (0,007)	-0,044*** (0,008)
aanwezigheid chronische ziekte	-0,144*** (0,005)	-0,151*** (0,006)	-0,128*** (0,007)
moeite met traplopen	0,244*** (0,005)	0,245*** (0,007)	0,228*** (0,008)
zeer klein bedrijf	-13,324*** (0,055)	-16,164*** (0,072)	-7,066*** (0,081)
klein bedrijf	-1,182*** (0,038)	-1,540*** (0,049)	-0,509*** (0,060)
middelgroot bedrijf	0,006 (0,030)	-0,318*** (0,036)	0,295*** (0,052)
groot bedrijf	-0,257*** (0,024)	-0,458*** (0,030)	-0,065 (0,039)
zeer groot bedrijf (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
bedrijfsomvang onbekend	0,209*** (0,015)	-0,111*** (0,021)	0,481*** (0,021)
sectordummy's	ja	ja	ja
constante	-29,065*** (0,037)	34,235*** (0,042)	18,813*** (0,078)
aantal observaties	9.544.042	5.958.351	3.585.691
aantal personen	1.949.377	1.179.433	769.944

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Schattingen op basis van bewerkte CBS-microdata. De tabel bevat schattingen voor een fixed effects paneldata model. Het model is geschat op gegevens over werkende personen. \* is significant op 10%, \*\* is significant op 5% en \*\*\* is significant op 1%.

Na schatting van het paneldata model kan het geschatte individuele effect per persoon worden verklaard uit kenmerken die niet variëren over tijd. De resultaten van zo'n schattingsprocedure zijn weergegeven in Tabel D.3. De coëfficiëntschattingen bevestigen het beeld dat naar voren komt uit de verklaring van de arbeidsduur op 55-jarige leeftijd. De geschatte cohorteffecten laten zien dat de jongere cohorten over het algemeen iets meer uren werken dan de oudere cohorten.

Tabel D.3 Verklaring van de geschatte individuele effecten uit het paneldata model

variabele	mannen & vrouwen	mannen	vrouwen
vrouw	-6,596*** (0,025)		
getrouwd	0,756*** (0,017)	0,755*** (0,017)	-5,595*** (0,025)
vrouw x getrouwd	-6,379*** (0,029)		
allochtoon	0,917*** (0,018)	0,134*** (0,020)	2,093*** (0,034)
laag opgeleid	-1,100*** (0,021)	-0,205*** (0,024)	-2,033*** (0,037)
middelbaar opgeleid (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
hoog opgeleid	0,108*** (0,021)	-1,225*** (0,023)	2,027*** (0,038)
geboortecohort 1941 t/m 1945	-0,464*** (0,019)	-0,566*** (0,020)	-0,294*** (0,040)
geboortecohort 1946 t/m 1950	-0,410*** (0,014)	-0,246*** (0,015)	-0,751*** (0,027)
geboortecohort 1951 t/m 1955 (referentie)	0,000 (.)	0,000 (.)	0,000 (.)
geboortecohort 1956 t/m 1958	-0,078*** (0,017)	-0,112*** (0,018)	-0,026 (0,031)
constante	3,421*** (0,018)	-0,622*** (0,018)	3,552*** (0,026)
aantal observaties	1.949.377	1.179.433	769.944

Bron: SEO Economisch Onderzoek. Schattingen op basis van bewerkte CBS-microdata. De tabel bevat schattingen voor een lineair regressiemodel geschat met OLS. \* is significant op 10%, \*\* is significant op 5% en \*\*\* is significant op 1%.

## Bijlage E Prognosemethode

Op basis van het prognosebestand met alle personen die in de periode 2015 tot en met 2030 tussen de 55 en 70 jaar oud zijn (zie de beschrijving van het prognosebestand in 0) kunnen voor al deze personen uitstroomkansen in de verschillende richtingen en participatiekansen worden berekend op alle leeftijden. Hiertoe moeten de coëfficiëntschattingen worden toegepast op alle geobserveerde kenmerken in 2013. Dit vereist een aantal aannames die betrekking hebben op de benodigde extrapolaties. De aannames en de berekening van de prognoses worden in deze bijlage besproken.

### Aannames voor de prognoses

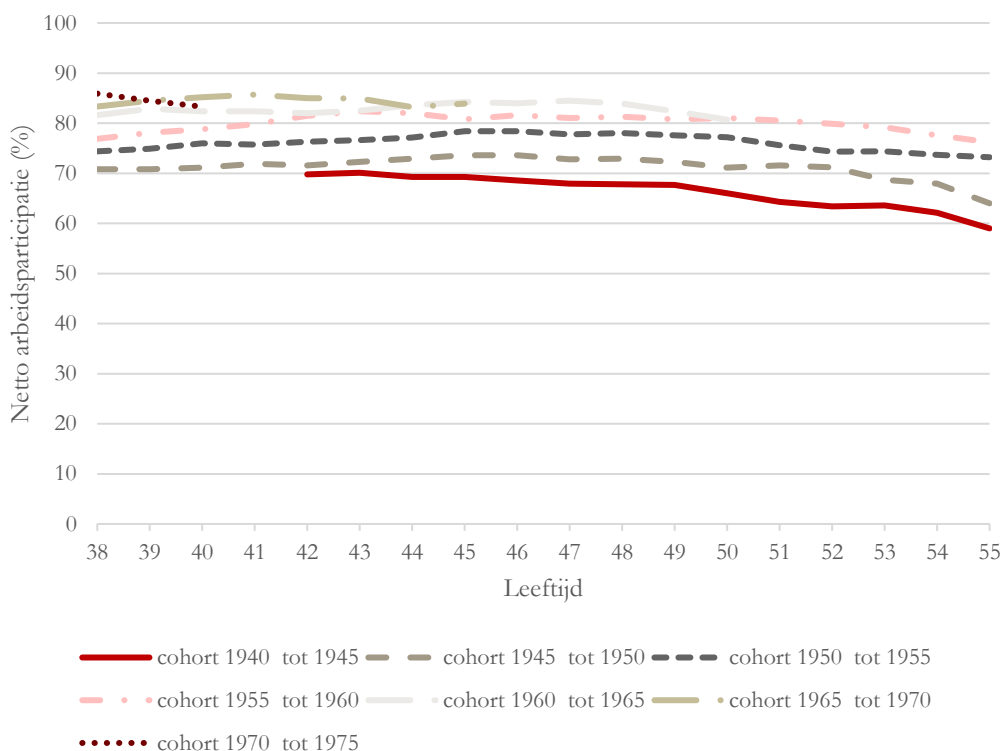
Aannames betreffen onder andere de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie van individuen tot het bereiken van de 55-jarige leeftijd, aangezien het geschatte model uitsluitend de participatie vanaf 55-jarige leeftijd verklaart. Tevens zijn extrapolaties van de cohorteffecten nodig, aangezien het model geschat is op oudere cohorten dan de cohorten waarvoor prognoses worden opgesteld. Tot slot dient een keuze te worden gemaakt in de extrapolatie van kenmerken na de laatste observatie. Het betreft dan met name tijdsvariërende kenmerken als arbeidsduur en gezondheid, waarvoor aannames nodig zijn over de ontwikkeling ervan.

Een groot deel van de personen die in de periode 2015 tot en met 2030 tussen de 55 en 70 jaar oud zijn, zijn op het laatste meetmoment in 2013 jonger dan 55. Het model is geschat op uitsluitend die personen die op 55-jarige leeftijd nog werkzaam waren. Deze selectie is voor de personen in het prognosebestand niet te maken en dat vereist dus een aanname over de ontwikkeling in de arbeidsparticipatie van personen jonger dan 55 jaar. We nemen aan dat personen in het prognosebestand, die dus in 2013 nog werkzaam waren, dat op 55-jarige leeftijd nog steeds zullen zijn. Ter onderbouwing van deze aanname laat Figuur E.1 zien dat met name voor geboortecohorten na 1950 de netto arbeidsparticipatie vóór 55-jarige leeftijd nog niet zo sterk verandert.

Vanwege de beschikbare gegevens kunnen uitsluitend indicatoren worden opgenomen voor geboortecohorten tussen 1942 en 1957. Het prognosebestand bevat ook jongere cohorten. De cohorteffecten omvatten onder meer effecten van beleidswijzigingen, waardoor bijvoorbeeld de instroom in arbeidsongeschiktheid en de mogelijkheden voor het gebruik van regelingen voor vroegde pensionering zijn ingeperkt. Deze beleidswijzigingen zijn in kaart gebracht in Tabel E.1. Gezien deze wijzigingen en het moment van ombuigen van het patroon in de geschatte cohortdummy's in het arbeidsparticipatiemodel wordt aangenomen dat de geschatte cohorteffecten voor degenen geboren tussen april 1953 en maart 1954 voor alle uitstroomrichtingen een redelijke afspiegeling vormen voor het basispad in de prognoses.

Een aantal kenmerken is tijdsvariërend in het participatiemodel opgenomen, te weten de ratio van openstaande vacatures ten opzichte van de werkloosheid (conjunctuurindicator), de verschillende gezondheidsmaten en de arbeidsduur. Gezondheid en arbeidsduur worden uitsluitend in 2013 geobserveerd voor personen in het prognosebestand. Er is dus een extrapolatie nodig naar 55-jarige leeftijd en/of de daaropvolgende ontwikkeling.

**Figuur E.1** Netto arbeidsparticipatie stabiel tot 55-jarige leeftijd voor jongere cohorten



Bron: Gegevens van CBS StatLine (Arbeid; kerncijfers geboortegeneratie vanaf 1910 tot 1915; geraadpleegd 29 juli 2016).

Ook de arbeidsduur is als tijdsvariërend kenmerk in het participatiemodel opgenomen. Om in de prognoses rekening te houden met de verandering in arbeidsduur met leeftijd, zijn aannames nodig over deze ontwikkeling. Ter onderbouwing van deze aannames is gekeken naar de gemiddelde geobserveerde arbeidsduur van werkende personen uitgesplitst naar cohort en leeftijd. Voor ieder cohort is de ontwikkeling in de gemiddelde arbeidsduur berekend en dat is gemiddeld over cohorten om tot een aanname over de ontwikkeling over leeftijd te komen (zie Tabel E.2). De ontwikkeling voor 70-jarigen is een extrapolatie, omdat in de periode 1999 tot en met 2013 personen vanaf 55 jaar ten hoogste tot 70 jaar kunnen worden gevolgd. De ontwikkeling wordt toegepast op de initiële arbeidsduur geobserveerd in 2013 voor alle personen in het prognosebestand.

**Tabel E.1**    **Overzicht van wijzigingen in WAO/WIA, WW en vroegpensioenregelingen sinds begin jaren '90**

<b>datum</b>	<b>beleidswijziging</b>
arbeidsongeschiktheidsuitkeringen	
1996	Werkgevers verantwoordelijk voor 1 <sup>e</sup> jaar ziekte (privatisering Ziektewet) Werkgevers betalen werknemers tijdens het eerste jaar van de wachttijd voor een arbeidsongeschiktheidsuitkering.
1 januari 1998	Premiedifferentiatie Werkgeverspremies (voor grote bedrijven) voor publieke arbeidsongeschiktheidsverzekering hangt af van de historische instroom in de WAO.
1 april 2002	Wet Verbetering Poortwachter Meer gestructureerde aanpak om ziekteverzuim in de wachttijd te managen (o.a. verplicht re-integratieplan opstellen). Striktere beoordeling van WAO-aanvragen
1 januari 2004	Verlenging van de wachttijd (Ziektewet) Periode voor aanvraag van WAO-uitkering verlengd van 1 jaar naar 2 jaar.
1 oktober 2004	Aangepast Schattingsbesluit Striktere beoordelingscriteria voor toekenning van een WAO-uitkering. Afname van het minimum aantal mogelijke banen om de mate van arbeidsongeschiktheid vast te stellen.
1 oktober 2004 tot 1 april 2009	Herbeoordelingen Herbeoordelingen, gebaseerd op de nieuwe striktere beoordelingscriteria, van alle WAO-ontvangers jonger dan 45 jaar in 2004.
1 januari 2006	Nieuw systeem van arbeidsongeschiktheidsuitkeringen WIA vervangt de WAO. Onderscheid tussen gedeeltelijk (WGA) en volledig (IVA) arbeidsongeschikt.
2008	Premiedifferentie heringevoerd voor kleine werkgevers Premiedifferentie tijdelijke en/of gedeeltelijke arbeidsongeschiktheid voor alle werkgevers (De Groot & Koning, 2016).
2008	Verkorting duur loongerelateerde uitkering afhankelijk van arbeidsverleden Duur van de loongerelateerde uitkering is een lineaire functie (in plaats van stapsgewijze functie) van het arbeidsverleden. De maximale duur is daarnaast beperkt van 60 maanden tot 38 maanden (Koning & Van Sonsbeek, 2016).
werkloosheidsuitkeringen	
1 januari 2004	Afschaffing vervolguitering na loongerelateerde uitkering De vervolguitering, met een maximale duur van twee jaar, wordt afgeschaft.
1 januari 2004	Verplicht zoeken naar een baan voor ouderen Personen van 57,5 jaar of ouder moeten, net als jongere werklozen, actief zoeken naar een baan om hun WW-uitkering te behouden. De sollicitatieplicht vervalt bij werkloosheid die ontstaat binnen 1 jaar vóór het bereiken van de AOW-gerechtigde leeftijd.
1 januari 2005	Maximale WW-duur gedeeltelijk afhankelijk van arbeidsverleden
1 april 2006	Striktere toelatingscriteria Personen moeten ten minste 26 van de laatste 36 (daarvoor 39) weken gewerkt hebben om recht op WW te hebben.
1 oktober 2006	Verkorting WW-duur Maximale duur gereduceerd van 5 jaar naar 3 jaar en 2 maanden. Uitkering in de eerste twee maanden verhoogd van 70% naar 75%
1 januari 2016	Aanpassing WW-duur en opbouw WW De WW-duur wordt geleidelijk, met 1 maand per kwartaal, verlaagd totdat deze in 2019 nog 2 jaar is. In de eerste 10 jaar van hun loopbaan bouwen werknemers 1 maand WW-recht per jaar op, daarna is dat een halve maand per gewerkt jaar. <a href="https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/ww-uitkering/inhoud/aanpassingen-ww">https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/ww-uitkering/inhoud/aanpassingen-ww</a>



VUT- en prepensioenregelingen	
1 april 1997 (vanaf)	Omzetting VUT-regelingen in (actuariel neutrale) prepensioenregelingen Prepensioen kan op jongere leeftijd dan onder de oude regeling, hoe later iemand met (pre)pensioen gaat, des te hoger de uitkering (Euwals et al., 2010).
1 januari 2006	Afschaffing en afbouw van VUT- en prepensioenregelingen VUT- en prepensioenregelingen geleidelijk afgeschaft. Overgangsregeling voor personen die op 31 december 2005 55 jaar of ouder zijn ( <a href="https://www.aegon.nl/zakelijk/nieuws/hoofdlijnen-van-de-wet-vut-prepensioen-en-levensloop-op-een-rij">https://www.aegon.nl/zakelijk/nieuws/hoofdlijnen-van-de-wet-vut-prepensioen-en-levensloop-op-een-rij</a> ; Euwals et al., 2012)
AOW-uitkeringen	
1 januari 2013	Verhoging AOW-leeftijd De AOW-leeftijd wordt vanaf 2013 geleidelijk verhoogd tot de leeftijd van 67 jaar in 2023. Vanaf 2024 wordt de AOW-leeftijd gekoppeld aan de levensverwachting. <a href="https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/algemene-ouderdomswet-aow/documenten/kamerstukken/2012/06/05/wetsvoorstel-wet-verhoging-aow-en-pensioenrichtleeftijd">https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/algemene-ouderdomswet-aow/documenten/kamerstukken/2012/06/05/wetsvoorstel-wet-verhoging-aow-en-pensioenrichtleeftijd</a>
1 januari 2015	Versnelde verhoging AOW-leeftijd De geleidelijke verhoging van de AOW-leeftijd wordt versneld, zodat in 2021 al de leeftijd van 67 jaar wordt bereikt en vanaf 2022 een koppeling met de levensverwachting gaat gelden. <a href="https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/algemene-ouderdomswet-aow/documenten/kamerstukken/2014/11/17/wetsvoorstel-versnelde-verhoging-aow-leeftijd">https://www.rijksoverheid.nl/onderwerpen/algemene-ouderdomswet-aow/documenten/kamerstukken/2014/11/17/wetsvoorstel-versnelde-verhoging-aow-leeftijd</a>

Bron: SEO Economisch Onderzoek, op basis van literatuur en wetgeving.

Tabel E.2 Aanname over afnemende arbeidsduur met leeftijd

leeftijd	gemiddelde (%-verandering) arbeidsduur (cohort 1943/1944)	indexcijfer arbeidsduur (55 jaar = 100) (cohort 1943/1944)	indexcijfer arbeidsduur t.o.v. leeftijd 55, gemiddeld over cohorten
55	34,04	100	100
56	33,64 (-1,2%)	98,8	98,9
57	33,59 (-0,2%)	98,7	98,7
58	33,33 (-0,8%)	97,9	98,2
59	32,73 (-1,8%)	96,1	97,3
60	31,03 (-5,2%)	90,9	94,5
61	29,05 (-6,4%)	84,5	91,0
62	26,62 (-8,4%)	76,2	84,9
63	26,52 (-0,4%)	75,8	80,6
64	25,81 (-2,7%)	73,1	76,4
65	19,54 (-24,3%)	48,8	48,1
66	18,95 (-3,0%)	45,8	47,5
67	18,86 (-0,5%)	45,3	45,7
68	18,24 (-3,3%)	42,1	44,6
69	18,61 (+2,0%)	44,1	44,1
70 (extrapolatie)	-	-	44,1

Bron: SEO Economisch Onderzoek, berekeningen op CBS-microdata. Het indexcijfer in de tweede kolom volgt door de procentuele verandering in de arbeidsduur op te tellen bij het indexcijfer behorend bij de vorige leeftijd. De gemiddelden over cohorten zijn gebaseerd op de cohorten die op de betreffende leeftijd worden geobserveerd. Naarmate de leeftijd hoger wordt, is het gemiddelde dus op basis van minder cohorten berekend.

Voor het berekenen van de voorspelde gezondheid wordt uitgegaan van kenmerken in 2013. Op deze kenmerken worden de geschatte modellen voor gezondheidsontwikkelingen toegepast. Dat vereist een verdere aanname over de extrapolatie van cohorteffecten in deze modellen en het vereist dat alle kenmerken geobserveerd worden. Dat laatste is niet altijd het geval; indien er een observatie ontbreekt, wordt op dezelfde manier geïmputeerd als beschreven in Bijlage C. Conform de aannames in Bijlage C worden voor ervaren gezondheid en depressie de geschatte cohorteffecten voor geboortecohort 1946 tot en met 1949 doorgetrokken. Voor chronische ziekten en moeite met traplopen worden de geschatte cohorteffecten voor geboortecohort 1936 tot en met 1940 doorgetrokken. Dit resulteert in een voorspelde gezondheid voor alle personen in het prognosebestand voor elke leeftijd van 55 tot 70 jaar in de periode van 2015 tot en met 2030.

Als laatste is de ratio van openstaande vacatures en werklozen als tijdsvariërende factor in het model opgenomen. Voor de periode 1999 tot en met 2013 zijn jaarlijkse cijfers bekend, maar voor de periode van 2015 tot en met 2030 zijn prognoses van de conjuncturele ontwikkeling nodig. In het basisscenario wordt uitgegaan van een gemiddelde stand van de conjunctuur, tot uitdrukking gebracht in een gemiddelde ratio van vacatures en werklozen over de periode 1999 tot en met 2013. Het betreft een ratio van 0,453. Deze waarde wordt voor alle jaren ingevuld waarvoor een prognose wordt gemaakt.

### Berekeningsmethode

In principe kan de participatiekans op iedere leeftijd berekend worden zoals in Bijlage D genoteerd:

$$\hat{S}(t) = \exp \left[ - \sum_{j=1}^m \exp(x'(t)\hat{\beta}_j) t^{\hat{\alpha}_j} \right]$$

Gezien het model dat geschat is, berekent dit de kans op participatie  $t$  jaar na het bereiken van de 55-jarige leeftijd. Een deel van de personen in het prognosebestand die in de periode tussen 2015 en 2030 tussen de 55 en 70 jaar oud zijn, is in 2015 echter al ouder dan 55. Dat betekent dat, gegeven de eerder genoemde aanname dat personen die in 2013 nog werken dat in 2015 nog steeds doen, de relevante *survival functie* eigenlijk de participatiekans conditioneel op het bereiken van de leeftijd  $t^{2015}$  in 2015 is.

$$\hat{S}(t|T > t^{2015} - 55) = \frac{\hat{S}(t)}{\hat{S}(t^{2015} - 55)}$$

Door de conditionele kans te gebruiken wordt rekening gehouden met selectiviteit van de groep personen die na 55 jaar nog actief op de arbeidsmarkt zijn. Voor de groep personen ouder dan 55 in 2015 heeft de selectie van uitsluitend werkenden ook tot gevolg dat de voorspelde gemiddelde participatiekans relatief hoog zal liggen, aangezien de verandering ten opzichte van de leeftijd in 2015 wordt geanalyseerd. Om voor dit niveauverschil te corrigeren vermenigvuldigen we de voorspelde participatiekans zoals hiervoor gedefinieerd met de gemiddelde participatiegraad naar leeftijd zoals geobserveerd op basis van gegevens over 2013.

Voor ieder individu op iedere leeftijd tussen 2015 en 2030, zolang dat tussen 55 en 70 jaar is, wordt zo een participatiekans bepaald. Bovendien kan een voorspelde *hazard rate* worden berekend door

de modelschattingen toe te passen op de (geëxtrapoleerde) kenmerken van personen. Aan de hand van deze twee elementen kan dan ook een geprognosticeerde kans op uitstroom in een bepaalde richting iteratief worden bepaald met:

$$\widehat{CIF}_j(t) = \widehat{CIF}_j(t - 365) + \left(1 - \left(1 - \widehat{\lambda}_j(t)\right)^{365}\right) \widehat{S}(t)$$

In feite wordt de kans op participatie tot  $t$  vermenigvuldigd met de kans op uitstroom op  $t$ . Daarbij wordt een correctie toegepast omdat een dagelijkse uitstroomkans is gemodelleerd, welke voor deze berekening naar een jaarlijkse kans moet worden vertaald. Dit betekent in feite dat wordt aangenomen dat de uitstroomkans niet sterk verandert gedurende het jaar.

Bij de prognoses dient de kanttekening te worden geplaatst dat geen interpretatie in termen van een macro-economische participatiegraad kan worden gemaakt. De prognoses geven inzicht in de gemiddelde kans dat een persoon op een bepaalde leeftijd uitstroomt. Om dit te vertalen in macro-economische cijfers is eveneens een voorspelling nodig over de ontwikkeling van de arbeidsparticipatie vóór 55-jarige leeftijd en de dynamiek in in- en uitstroom die voor die leeftijd plaatsvindt. De prognoses gaan uit van de groep werkenden in de leeftijd van 38 tot en met 68 jaar in 2013, om zo de ontwikkeling in arbeidsparticipatie over leeftijd voor meerdere cohorten te laten zien. Ondanks dat wordt aangenomen dat personen jonger dan 55 jaar in 2013 allemaal nog werken op 55-jarige leeftijd, zal in werkelijkheid een deel van deze personen voor die tijd (tijdelijk) zijn uitgestroomd. Anderzijds is een deel van de groep 38- tot 55-jarigen die in 2013 niet werkten, op 55-jarige leeftijd mogelijk wel (weer) actief. Om tot macro-economische prognoses te komen van de participatiegraad, moet deze dynamiek preciezer in kaart worden gebracht, iets wat buiten de grenzen van dit onderzoek valt.





# seo economisch onderzoek

Roetersstraat 29 . 1018 WB Amsterdam . T (+31) 20 525 16 30 . F (+31) 20 525 16 86 . [www.seo.nl](http://www.seo.nl)