



Universiteit  
Leiden  
The Netherlands

## **Arbeidsparticipatie en gewerkte uren tot en met 2060.**

Ebregt, J.; Jongen, E.L.W.; Scheer, B.

### **Citation**

Ebregt, J., Jongen, E. L. W., & Scheer, B. (2019). *Arbeidsparticipatie en gewerkte uren tot en met 2060*. CPB Achtergronddocument. Den Haag: Centraal Planbureau. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/82558>

Version: Publisher's Version

License: [Leiden University Non-exclusive license](#)

Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/82558>

**Note:** To cite this publication please use the final published version (if applicable).



# Arbeidsparticipatie en gewerkte uren tot en met 2060

In dit achtergronddocument presenteren we de nieuwe projectie voor het arbeidsaanbod die ten grondslag ligt aan de middellangetermijnverkenning 2022-2025 en de studie *Zorgen om morgen*.

Daarbij maken we gebruik van de bevolkingsprognose 2018 van het CBS en recente schattingen van de trendmatige groei van de arbeidsparticipatiegraad en het aantal gewerkte uren per week naar leeftijd en geslacht.

Tussen 2018 en 2060 neemt het arbeidsaanbod in personen naar verwachting toe met bijna 800 dzd personen. Het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkende blijft naar verwachting nagenoeg gelijk.

# Samenvatting

**Volgens de projectie zal het structurele arbeidsaanbod met bijna 800 duizend personen stijgen van 9,7 mln personen in 2018 naar 10,5 mln personen in 2060.** Deze toename is het saldo van een toename in de participatiegraad, dit heeft een positief effect op het arbeidsaanbod van 1 mln personen, en een afname van de bevolking van 15-74 jaar (omvangeneffect) en een groter aandeel ouderen in de beroepsbevolking (samenstellingseffect), dit heeft een negatief effect op het arbeidsaanbod van ruim 200 duizend personen.

**Na een sterke stijging van het arbeidsaanbod tot en met 2027 daalt het arbeidsaanbod tussen 2027 en 2040, en stijgt het daarna weer verder.** In de periode 2018-2060 is er eerst sprake van een forse stijging van het arbeidsaanbod tot 2027, dan stijgen zowel de bevolking van 15-74 jaar (initieel) als de participatiegraad. Tussen 2027 en 2040 daalt het arbeidsaanbod, de uittrekkende babyboomers zorgen voor een krimp van de bevolking van 15-74 jaar en dit domineert de verdere stijging in de participatiegraad. Vanaf 2040 neemt het arbeidsaanbod weer toe, in deze periode stijgt de bevolking van 15-74 jaar weer enigszins en ook de participatiegraad stijgt dan nog door.

**De stijging van de participatiegraad vindt met name plaats bij vrouwen en ouderen.** Belangrijke factoren daarachter zijn positieve cohorteffecten, waarbij cohorten vrouwen en ouderen die later zijn geboren, meer participeren dan cohorten vrouwen en ouderen die eerder zijn geboren. Deze cohorteffecten hangen in belangrijke mate samen met de stijging van het hoogst behaalde opleidingsniveau van vrouwen en ouderen. Bij ouderen draagt bovendien de verdere stijging van de AOW-leeftijd bij aan een hogere participatiegraad.

**Het gemiddelde aantal uren per werkende blijft tussen 2018 en 2060 nagenoeg constant op 30,7 uur per week.** Dit is het saldo-effect van een toename van het aantal uren per werkende vrouw enerzijds, en een afname van het aantal uren per werkende man anderzijds. Bij vrouwen neemt met name het aantal uren per werkende vrouw toe voor vrouwen boven de 45 jaar, dit hangt wederom samen met de toename van hun hoogst behaalde opleidingsniveau. Mannen boven de 65 jaar gaan ook meer uren per week werken, maar jonge mannen tussen de 15-34 jaar gaan juist minder uren per week werken.

**De projectie is met de nodige onzekerheid omgeven.** Zo is er onzekerheid over hoe de bevolkingsomvang en -samenstelling zich verder zullen ontwikkelen, over de mate waarin de trendmatige stijging van de participatie van vrouwen en ouderen zal doorzetten in de toekomst en over de toekomstige deelname aan voltijdsonderwijs.

**De arbeidsaanbodprojectie in dit document is gebruikt in de recente toekomstverkenningen van het CPB.** Dit achtergronddocument beschrijft de projectie voor het structurele arbeidsaanbod in personen en het aantal uren per werkende per week tot en met 2060. Deze projectie is gebruikt in de recente verkenning middellangetermijn (CPB, 2019) en de studie *Zorgen om morgen* (Adema en Van Tilburg, 2019).

# 1 Inleiding

Ten behoeve van de middellangetermijnverkenning (CPB, 2019) en de studie *Zorgen om morgen* (Adema en Van Tilburg, 2019) heeft het CPB een nieuwe projectie gemaakt van het arbeidsaanbod tot 2060. Het gaat daarbij zowel om een projectie voor het structurele arbeidsaanbod in personen, als het aantal uren per werkende. Het structurele arbeidsaanbod is het arbeidsaanbod zonder conjuncturele schommelingen.<sup>1</sup> In de projectie gaan we uit van een beleidsneutraal pad (constante arrangementen). In dit beleidsneutrale pad houden we wel rekening met de effecten van overeengekomen beleidswijzigingen die nog effect hebben op de arbeidsparticipatie in de toekomst, zoals de verdere stijging van de AOW-leeftijd en de verdere afbouw van de (dubbele) algemene heffingskorting in het referentieminimumloon voor de bijstand en daar aan verwante regelingen (zoals de toeslagenwet) en de overdraagbaarheid van de algemene heffingskorting.

De projectie is gebaseerd op geschatte *age-period-cohort* modellen voor de participatiegraad van mannen en vrouwen en op de bevolkingsprognose van het CBS. Met behulp van zogenaamde *age-period-cohort* modellen is het mogelijk om cohorteffecten op het arbeidsaanbod, waarbij jongere cohorten vrouwen bijvoorbeeld meer participeren en meer uren per week werken dan oudere cohorten, te onderscheiden van andere factoren die het arbeidsaanbod beïnvloeden, zoals leeftijd, gezinssamenstelling, migratieachtergrond en de stand van de conjunctuur. We extrapoleren de geschatte cohorteffecten op de arbeidsparticipatie en uren per werkende naar de toekomst, daarbij in acht nemend dat een deel van de cohorteffecten het gevolg zijn van beleidswijzigingen (hoofdstuk 3). Dit combineren we met de bevolkingsprognose van het CBS (inclusief de prognose van de bevolkingssamenstelling). Dit levert een projectie op van het structurele arbeidsaanbod. Omdat de onderliggende toekomstige ontwikkelingen in de demografie en de participatiegraad met de nodige onzekerheid zijn omgeven, is ook de projectie van het arbeidsaanbod met de nodige onzekerheid omgeven (zie hoofdstuk 4).

De opbouw van het achtergronddocument is als volgt. In hoofdstuk 2 beschrijven we de gehanteerde methode en de gebruikte data. Hoofdstuk 3 gaat vervolgens in op de aanvullende veronderstellingen voor de projectie. Hoofdstuk 4 bespreekt de resulterende projectie voor arbeidsaanbod in personen en voor het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkende. Aanvullende informatie is opgenomen in een aantal appendices.

## 2 Methode en data

Als empirisch model voor de arbeidsparticipatiegraad en de gewerkte uren per week per werkende gebruiken we *age-period-cohort* (APC) modellen. In navolging van Montes (2018) schatten we een APC-model apart voor mannen en vrouwen én voor verschillende leeftijdsklassen. De cohorteffecten kunnen verschillend zijn voor verschillende levensfasen. Zo is de arbeidsparticipatie van jongere mannen voor latere geboortecohorten lager dan voor eerdere geboortecohorten, terwijl de arbeidsparticipatie van oudere mannen voor latere geboortecohorten hoger is dan voor eerdere geboortecohorten. Het is dus belangrijk om niet een constant cohorteffect te veronderstellen voor de gehele levensloop. We schatten een apart APC-model per 10-

---

<sup>1</sup> Het conjuncturele arbeidsaanbod kan over de conjunctuur afwijken van het structurele arbeidsaanbod door o.a. een *discouraged-worker* effect (waarbij personen zich minder aanbieden op de arbeidsmarkt tijdens een laagconjunctuur, Dagsvik e.a., 2013) en/of een *encouraged-worker* effect (waarbij partners van personen die hun baan of een deel van hun inkomen verliezen, zich meer aanbieden op de arbeidsmarkt tijdens een laagconjunctuur, Hardoy en Schøne, 2014).

jaars leeftijdsklasse: 15-24 jaar, 25-43 jaar, 35-44 jaar, 45-54 jaar, 55-64 jaar en 65-74 jaar.<sup>2</sup> Voor de participatiegraad maken we gebruik van een logit model<sup>3</sup> en voor de gewerkte uren per week per werkende een lineair model. De specificaties zijn te vinden in appendix A. Als persoons- en huishoudkenmerken nemen we mee leeftijd, geboortecohort, positie in het huishouden, aanwezigheid van kinderen (en leeftijd jongste kind) in het huishouden en herkomst. Voor de groepen 15-24 jaar en 25-34 jaar nemen we ook scholingsdeelname op als verklarende variabele, omdat dit een belangrijke factor is in de arbeidsparticipatie op jongere leeftijd. Het hoogst behaalde onderwijsniveau nemen we niet mee in het model. Deze variabele is wel beschikbaar voor het verleden (in de Enquête Beroepsbevolking), maar er is geen projectie beschikbaar voor de toekomst. Uit analyses over het verleden blijkt dat de stijging van de arbeidsparticipatie van vrouwen en ouderen sterk samenhangt met de toename van het hoogst behaalde opleidingsniveau voor deze groepen over de tijd, zie Deelen en Van Vuuren (2009) en CPB (2018). Door 'hoogst behaald opleidingsniveau' niet expliciet mee te nemen in de APC-modellen, 'loopt' de toename van het hoogst behaalde opleidingsniveau van jongere geboortecohorten ten opzichte van oudere geboortecohorten in de geschatte cohorteffecten.

**Om de APC-modellen te schatten maken we gebruik van data uit de Enquête Beroepsbevolking (EBB) voor de periode 1997-2018.** De EBB is een steekproef van rond de 100 duizend personen per jaar. We gebruiken de EBB omdat die informatie bevat over zowel de werkzame als de werkloze beroepsbevolking.

## 3 Veronderstellingen projectie

**Voor de toekomstige ontwikkeling van de bevolkingsomvang en -samenstelling maken we gebruik van de bevolkingsprognose van het CBS (2018).** Deze prognose bevat gedetailleerde informatie over de bevolking naar geslacht en leeftijd, en de persoons- en huishoudkenmerken die we gebruiken in het APC-model. Deze gedetailleerde informatie is beschikbaar voor de periode tot en met 2060.

**Voor de toekomstige ontwikkeling van de onderwijsdeelname extrapoleren we de projectie van OCW (2018) tot en met 2030 naar 2060.** Onderwijsdeelname is een van de verklarende factoren in het APC-model voor mannen en vrouwen van 15-24 en 25-34 jaar oud. In de projectie van OCW (2018) blijft het aandeel (jongere) personen dat deelneemt aan voltijdsonderwijs in de periode tot en met 2030 ongeveer gelijk.<sup>4</sup> In de projectie voor het arbeidsaanbod tot en met 2060 gaan we ervan uit dat dit aandeel in de periode na 2030 ongewijzigd blijft.

**Voor de toekomstige ontwikkeling van de participatiegraad gebruiken we de APC-modellen.** Voor de projectie extrapoleren we de cohorteffecten uit het verleden naar de toekomst. Meer specifiek schatten we per geslacht en per 10-jaars leeftijdsgroep de cohorteffecten op participatie en uren per week.<sup>5</sup> Vervolgens schatten we een log-lineair verband tussen cohorteffect en geboortejaar.<sup>6</sup> Dit log-lineaire verband trekken we vervolgens door naar de toekomst. Omdat we in het APC-model niet expliciet rekening houden met beleidswijzigingen in het verleden, bevatten de cohorteffecten uit het verleden ook de effecten van

---

<sup>2</sup> In totaal schatten we 24 APC-modellen (naar geslacht, per 10-jaars leeftijdsklasse en apart voor arbeidsparticipatie en uren per week per werkende).

<sup>3</sup> In de empirische analyse maken we voor de participatiegraad gebruik van een logit model om te garanderen dat ook in de projectie de participatiegraad tussen 0 en 1 blijft.

<sup>4</sup> Daarbij kan het opleidingsniveau van scholieren/studenten nog wel toenemen bij jongere geboortecohorten.

<sup>5</sup> Zie appendix B voor de geschatte cohorteffecten.

<sup>6</sup> We schatten een log-lineair verband om rekening te houden met een niet-lineair verband, zoals afvlakkende cohorteffecten (zie ook Euwals e.a., 2011). Voor personen in de groepen 55-64 jaar en 65-74 jaar schatten we een lineaire trend omdat de trend in de cohorteffecten (in de logit) bij benadering lineair is. De cohorteffecten van de cohorten aan de 'rand' van een 10-jaars leeftijdsinterval (cohorten die we maar enkele jaren waarnemen in een bepaalde leeftijdsklasse) krijgen daarbij een kleiner gewicht in de geschatte trend dan cohorten die we over de hele leeftijdsklasse waarnemen.

beleidswijzigingen in het verleden (zoals de intensivering van subsidies en belastingkortingen voor tweede verdiemers en het afschaffen van de VUT en opschuiven van de AOW-leeftijd). We kunnen dus niet de volledige trend in de cohorteffecten uit het verleden doortrekken naar de toekomst.

**Op basis van empirische studies naar de beleidseffecten op de arbeidsparticipatie en het aantal gewerkte uren in het verleden hebben we een inschatting gemaakt welk deel van de cohorteffecten we kunnen toewijzen aan beleidswijzigingen in het verleden.** Zo blijkt uit de analyse van CPB (2011) dat de intensivering van de kinderopvangtoeslag en van de combinatiekorting over de periode 2004-2009 ongeveer een kwart kan verklaren van de toename van de participatie van moeders met kinderen tot 12 jaar en nagenoeg geen effect had op vaders met kinderen tot 12 jaar, wat suggereert dat andere factoren dan beleid, zoals een toenemend opleidingsniveau, een belangrijke rol hebben gespeeld bij de cohorteffecten op de participatie van jonge ouders. Uit de analyse van Deelen en Van Vuuren (2009) blijkt dat ook bij ouderen andere factoren dan wijzigingen in (pre)pensioen een belangrijke rol spelen bij de stijgende participatie van ouderen, en de toename van het hoogst behaalde opleidingsniveau bij mannen wel de helft kan verklaren van de toename van de participatie.<sup>7</sup> Op basis van deze en andere studies trekken we 80 procent van de trends door voor vrouwen tussen de 25 en 55 jaar. Voor vrouwen van 15-24 jaar trekken we 100 procent van de trend door.<sup>8</sup> Voor vrouwen van 55-64 jaar trekken we 60% door, omdat de hervormingen in (pre)pensioen hier ook een rol hebben gespeeld en voor vrouwen van 65-74 jaar trekken we 100% door.<sup>9</sup> Voor mannen tussen de 15 en 45 jaar trekken we 100% van de trends door, 80% bij mannen tussen de 45 en 54 jaar (omdat daar o.a. de omvorming van (pre)pensioen ook een rol heeft gespeeld) en 40% bij mannen tussen de 55 en 64 jaar (omdat o.a. de omvorming van (pre)pensioen daar een belangrijke rol heeft gespeeld). Voor mannen van 65-74 jaar trekken we 100% door.<sup>10</sup> Voor de uren per week per werkende trekken we dezelfde percentages door als voor de participatie.<sup>11</sup> Welk deel van de trend in de cohorteffecten we moeten doortrekken naar de toekomst blijft wel met de nodige onzekerheid omgeven, daarom presenteren we bij de resultaten ook een gevoeligheidsanalyse waarbij we 20% meer, dan wel 20% minder, van de geschatte trend in de cohorteffecten extrapoleren naar de toekomst.

**In de projectie houden we expliciet rekening met het effect van de geprojecteerde de AOW-leeftijd op het arbeidsaanbod.** Het effect van toekomstige verhogingen van de AOW-leeftijd baseren we op het onderzoek van Atav e.a. (2019). Op basis van de verhogingen die plaatsvonden tussen 2013 en 2018 vinden zij dat mensen door de AOW-leeftijdsverhoging langer doorwerken. Daardoor is de participatiegraad van mannen tussen de oude en de nieuwe AOW-leeftijd 22%-punt hoger (dan de 10% in de basis voor de cohorten die dan al voorbij de AOW-leeftijd waren). Dit is de som van de geschatte toename van het aandeel werkenden en het aandeel personen in de WW (als proxy voor het aandeel werkzoekenden). Op basis hiervan berekenen we voor het arbeidsaanbodmodel het effect van één jaar AOW-leeftijdsverhoging op de leeftijdsgroep 65-75 jaar als

---

<sup>7</sup> Ook de analyse in Atav e.a. (2019) laat zien dat er aanzienlijke cohorteffecten zijn die een rol spelen bij ouderen, naast de effecten van de wijzigingen in (pre)pensioen.

<sup>8</sup> We houden bij deze groep expliciet rekening met onderwijsdeelname, wat de bepalende factor is geweest in het verleden voor de participatie van deze groep, zie CPB (2018).

<sup>9</sup> Het opschuiven van de AOW-leeftijd heeft maar een beperkt effect op de trend in de cohorteffecten die we schatten over de periode 1997-2018 voor vrouwen in de leeftijd van 65-74 jaar. De trend in de cohorteffecten is voor deze groep hoe dan ook beperkt, zie appendix B.

<sup>10</sup> Net als bij vrouwen van 65-74 jaar heeft het opschuiven van de AOW-leeftijd maar een beperkt effect op de trend in de cohorteffecten die we schatten over de periode 1997-2018 voor mannen van 65-74 jaar. De trend in de cohorteffecten is voor deze groep hoe dan ook beperkt, zie appendix B.

<sup>11</sup> Daarbij worden deze percentages wel op verschillende trends gezet, omdat we een aparte trend schatten voor de cohorteffecten in de participatie en de cohorteffecten in uren per week per werkende. Voor de uren van mannen en vrouwen van 65-74 jaar trekken we 0% door van de trends uit het verleden. De groep die doorwerkt na 65 verandert de laatste jaren snel van samenstelling, daarom is het moeilijk voor deze groep een robuuste trend te schatten. In de schattingen kunnen we bovendien niet uitsluiten dat de trend in gewerkte uren per week nul is.

geheel.<sup>12</sup> Hiermee kunnen we inschatten wat het effect is van toekomstige AOW-leeftijdsverhogingen op de participatiegraad van mannen tussen de 65 en 75 jaar. Voor vrouwen voeren we hetzelfde uit. Voor hen is de participatiegraad door het langer doorwerken 16%-punt hoger (ten opzichte van een basis na pensioen van 4%).<sup>13</sup> De participatiegraden voor de verschillende leeftijdsgroepen worden opgesplitst in individuele leeftijden. Met deze resultaten kunnen we een leeftijdsprofiel samenstellen voor elke leeftijd van 15 tot en met 74 jaar.<sup>14</sup> Bij het opsplitsen van de resultaten naar individuele leeftijden houden we er rekening mee dat veel mensen stoppen met participeren op de dan geldende AOW-leeftijd.

**Verder gaan we uit van een beleidsneutraal pad (constante arrangementen).** In dit beleidsneutrale pad houden we wel rekening met de effecten van overeengekomen beleidswijzigingen die nog effect hebben op de arbeidsparticipatie in de toekomst (naast de verdere stijging van de AOW-leeftijd, zie boven), zoals de afbouw van de (dubbele) algemene heffingskorting in het referentieminimumloon voor de bijstand en daar aan verwante regelingen (zoals de toeslagenwet) en de afbouw van de overdraagbaarheid van de algemene heffingskorting.

**De projectie is met de nodige onzekerheid omgeven.** Bij de bevolkingsprognose bestaat bijvoorbeeld onzekerheid over de migratiestromen, de stijging van de levensverwachting en de aandelen van verschillende huishoudtypen in de toekomst. Bij de participatie en gewerkte uren bestaat onzekerheid over de mate waarin trends uit het verleden zich in de toekomst zullen voortzetten. Ook de ontwikkeling van de onderwijsdeelname in de toekomst is met de nodige onzekerheid omgeven. Naarmate we verder in de toekomst kijken, neemt daarbij de onzekerheid toe.

## 4 Projectie

### 4.1 Arbeidsaanbod in personen

**Het arbeidsaanbod stijgt tussen 2018 en 2060 met bijna 800 duizend personen.** Figuur 4.1 geeft de projectie voor het arbeidsaanbod.<sup>15</sup> Het arbeidsaanbod stijgt naar verwachting van een kleine 9,7 mln personen in 2018 naar bijna 10,5 mln personen in 2060 (tabel 4.1).

**Een krimpende beroepsbevolking remt de groei van het arbeidsaanbod en leidt tussen 2027 en 2040 zelfs tijdelijk tot een afname van het arbeidsaanbod.** Tussen 2018 en 2060 krimpt de bevolking van 15-74 jaar<sup>16</sup> naar verwachting met bijna 130 dkd personen (tabel 4.1). Dit komt met name door de babyboomgeneratie die de beroepsbevolking verlaat, wat tussen 2022 en 2040 leidt tot een sterke afname van de bevolking van 15-74 jaar, zie figuur 4.2. Dit remt de groei van het arbeidsaanbod (zie de rij 'bevolkingsomvang' in tabel 4.1).

<sup>12</sup> Dit rekenen we uit door het effect om te rekenen naar logits. Vervolgens delen we dit door 10 om het effect te schalen naar één jaar binnen de leeftijdsgroep (bestaande uit tien leeftijden). Daarmee hebben we het effect van het verhogen van de AOW-leeftijd met één

jaar.  $AOW_{effect,model} = \frac{\ln\left(\frac{P_{voor\ AOW}}{1-P_{voor\ AOW}}\right) - \ln\left(\frac{P_{na\ AOW}}{1-P_{na\ AOW}}\right)}{10}$ . Voor het gemiddeld aantal gewerkte uren per week hoeven we het effect niet om te rekenen naar logits, we gebruiken daarvoor een lineair model, we delen het effect alleen door 10 voor de juiste schaling.

<sup>13</sup> Voor de mannen en vrouwen tussen de oude en de nieuwe AOW-leeftijd zien we ook een toename van het aantal gewerkte uren per week van werkenden, van 10 respectievelijk 7,5 uur per week (additionele schattingen op basis van de dataset van Atav e.a., 2019).

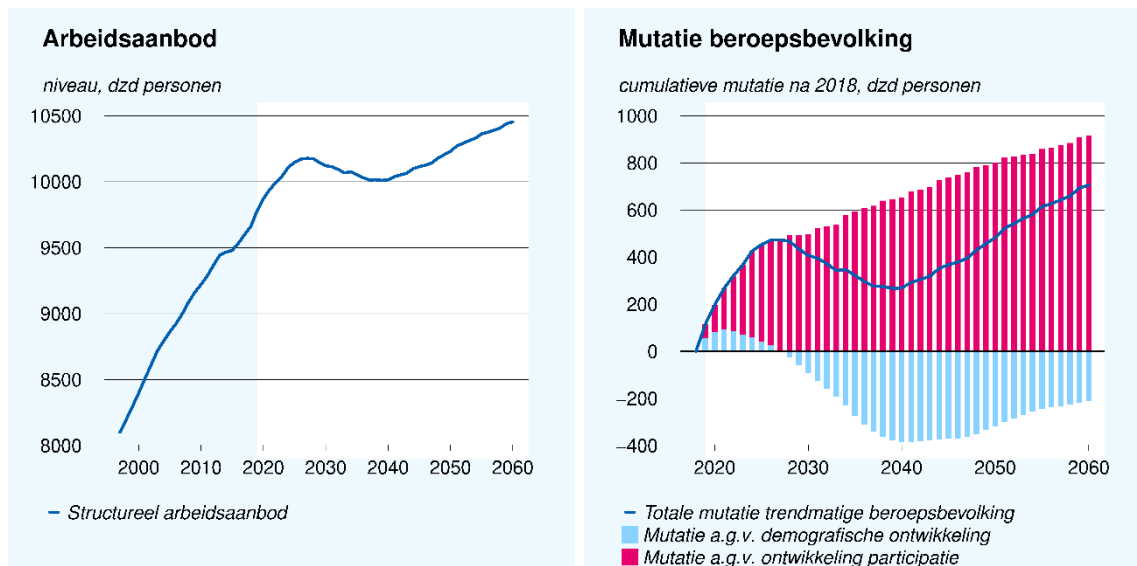
<sup>14</sup> Het uitrekenen van de participatiegraden per leeftijd doen we door de resultaten tussen 10-jaars leeftijdsgroepen te interpoleren. Deze resultaten zijn in logits, dus een lineaire interpolatie zorgt ervoor dat de gemiddelde participatiegraad van de leeftijdsgroepen niet dezelfde is als de gemiddelde participatiegraad van de onderliggende leeftijden. Om dit weer gelijk te maken berekenen we voor elke leeftijdsgroep een correctiefactor. Voor de resultaten van het gemiddeld aantal gewerkte uren per week is deze correctiefactor niet nodig, omdat deze niet in logits zijn berekend.

<sup>15</sup> Het betreft hier het arbeidsaanbod gedefinieerd als de som van de werkzame personen plus de werkloze beroepsbevolking volgens de definitie van de Enquête Beroepsbevolking.

<sup>16</sup> Meer precies de beroeps- en niet-beroepsbevolking, dat is exclusief de personen in institutionele huishoudens.

Daarnaast remt ook de vergrijzing van de beroepsbevolking het arbeidsaanbod (zie de rij 'leeftijdsopbouw' in tabel 4.1).

**Figuur 4.1 Projectie structureel arbeidsaanbod in personen en decompositie mutatie vanaf 2018**



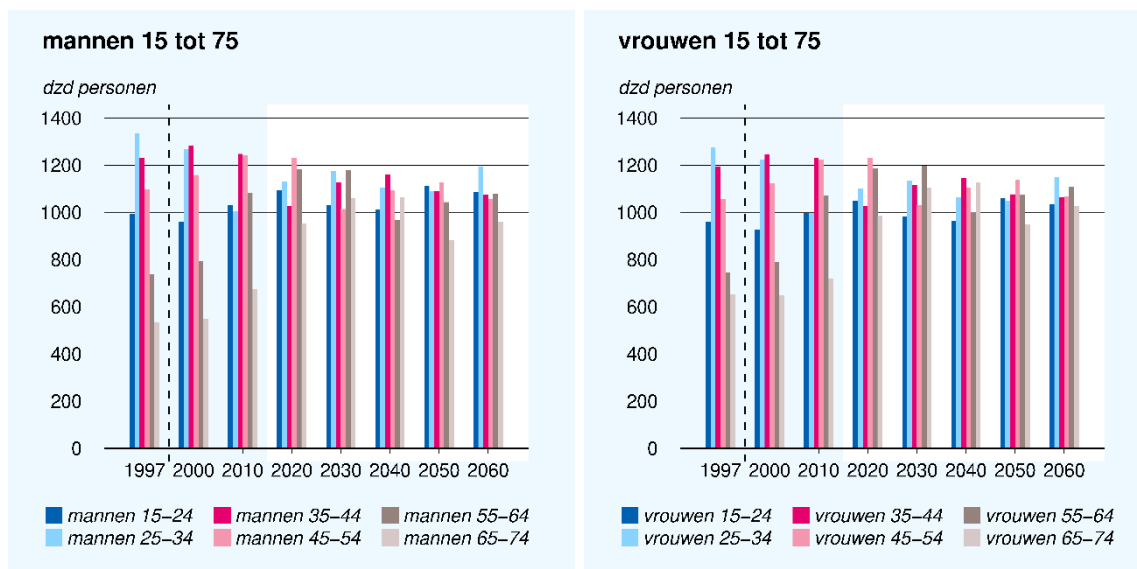
**Tabel 4.1 Decompositie mutaties structureel arbeidsaanbod in personen**

	2018	2020	2030	2040	2050	2060
niveau, einde periode, duizend personen 15-74						
Beroeps- en niet-beroepsbevolking	12936	13104	13057	12718	12599	12807
Arbeidsaanbod, structureel, AR-grondslag	9661	9870	10121	10014	10230	10453
Arbeidsaanbod, trend, AR-grondslag	9661	9858	10068	9929	10143	10366
Beroepsbevolking, structureel	9121	9331	9582	9475	9690	9913
Beleids effect, cumulatief (a)	0	12	53	85	87	87
Beroepsbevolking, trend	9121	9318	9528	9390	9603	9826
mutatie ten opzichte einde vorige periode, duizend personen 15-74						
Beroepsbevolking, structureel		209	251	-107	215	223
- Beleids effect (a)		12	41	32	2	0
- Beroepsbevolking, trend		197	210	-138	213	223
- a.g.v. verandering bevolkingsomvang		119	-34	-248	-89	159
- a.g.v. verandering leeftijdsopbouw		-37	-138	-45	156	-53
- a.g.v. verandering participatie (b)		116	382	155	146	117

(a) Exclusief effect van verhoging van AOW-gerechtigde leeftijd. (b) Inclusief effect van verhoging van AOW-gerechtigde leeftijd.

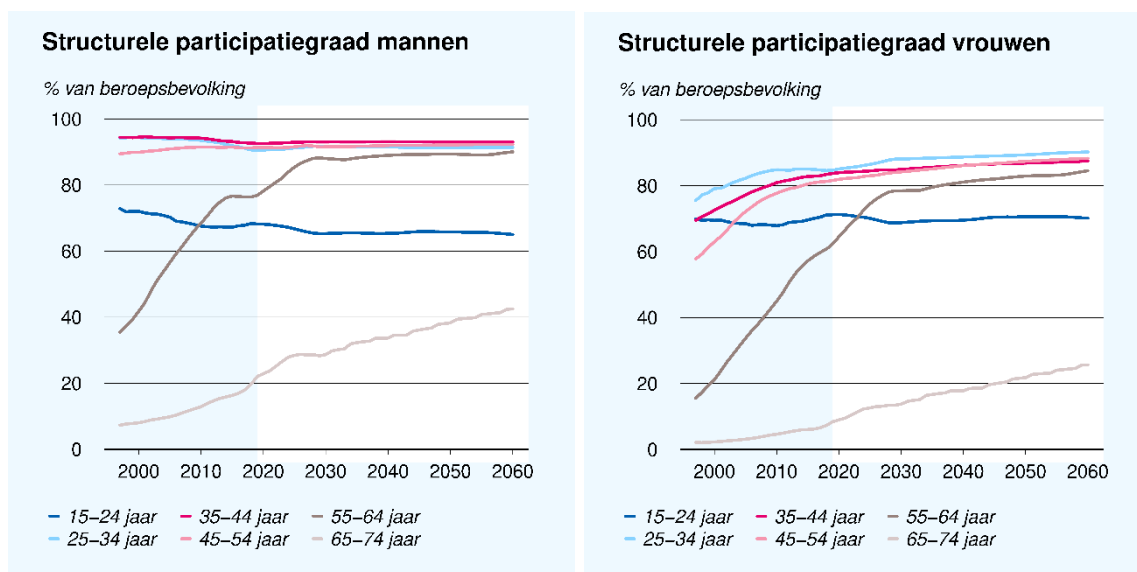


Figuur 4.2 Bevolking per 10-jaars leeftijdsgroep voor mannen en vrouwen (a)



(a) De stippe lijn geeft aan dat de afstand in jaren kleiner is tussen 1997 en 2000 dan tussen de andere jaren.

Figuur 4.3 Structurele participatiegraad per 10-jaars leeftijdsgroep voor mannen en vrouwen



**Een hogere participatiegraad stimuleert de groei van het arbeidsaanbod.** Met name de arbeidsparticipatie van personen van 55 jaar en ouder neemt de komende decennia nog toe, zie figuur 4.3. De cohorteffecten uit het verleden zetten zich naar verwachting (deels) verder door en ook het verder opschuiven van de AOW-leeftijd stimuleert de participatie van ouderen. Ook de participatie van vrouwen van 25-54 jaar neemt naar verwachting nog toe, zij het minder sterk dan in het verleden. Daar staat tegenover dat de participatie van jonge mannen van 15-24 jaar en 25-34 jaar naar verwachting verder afneemt in de toekomst.<sup>17</sup> Ook de toekomstige effecten van reeds overeengekomen beleid (naast het verder verhogen van de AOW-leeftijd) leiden tot een toename van de arbeidsparticipatie, zij het dat dit effect beperkt is (zie de regel 'Beleidseffect').

<sup>17</sup> Zie CPB (2018) voor een aantal mogelijke verklaringen van de afname van de participatie van jonge mannen in het verleden.

**De projectie is met de nodige onzekerheid omgeven, een gevoeligheidsanalyse illustreert dit.** In appendix C analyseren we hoe gevoelig de uitkomsten zijn voor de aanname over de mate waarin cohorteffecten in de arbeidsparticipatie zich in de toekomst voort zullen zetten. Meer specifiek analyseren we een variant waarbij we 20% meer van de trend in de cohorteffecten doortrekken naar de toekomst, en een variant waarbij we 20% minder van de trend in de cohorteffecten doortrekken naar de toekomst. In de eerste variant stijgt het arbeidsaanbod met 130 duizend personen meer dan de 790 duizend in het basispad, en in de tweede variant stijgt het arbeidsaanbod met 140 duizend personen minder dan de 790 duizend in het basispad.<sup>18</sup> Naast onzekerheid over de trends in de cohorteffecten is er ook de nodige onzekerheid over de bevolkingsomvang en -samenstelling in de toekomst. Volgens het CBS (2018) is er een kans van 1 op 3 dat de (totale) bevolking in 2060 300 dzd personen hoger of lager uitvalt.<sup>19</sup> Ook dit vertaalt zich in de nodige onzekerheid over het arbeidsaanbod in de toekomst.

**Het geprojecteerde arbeidsaanbod in 2060 is aanzienlijk hoger dan de vorige langetermijnraming (Euwals e.a., 2014).** In appendix D vergelijken we de huidige raming met de raming van Euwals e.a. (2014). Met 10,45 mln personen is de huidige raming voor het arbeidsaanbod in personen in 2060 ruim 1,3 mln personen hoger dan de 9,13 mln personen in Euwals e.a. (2014). Dit komt voor 38% (497 dzd personen) door een opwaartse bijstelling van het arbeidsaanbod in 2013 (startpunt van de raming in Euwals e.a., 2014), voor 8% (105 dzd personen) door een hoger dan verwachte groei van het arbeidsaanbod tussen 2013 en 2018, en voor 54% (716 dzd personen) door een hoger dan verwachte groei van het arbeidsaanbod tussen 2018 en 2060. Van de hoger dan verwachte groei van het arbeidsaanbod tussen 2018 en 2060 (716 dzd personen) komt wat minder dan de helft (332 dzd personen) door de aangepaste bevolkingsprognose (omvang en samenstelling) en wat meer dan de helft (384 dzd personen) door de aangepaste groei van de participatiegraad.

## 4.2 Uren per werkende

**Het gemiddeld aantal uren per werkende blijft tussen 2018 en 2060 naar verwachting nagenoeg constant op 30,7 uur per week.** Dit is het saldo-effect van een daling van het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkende man en een stijging van het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkende vrouw, zie figuur 4.4. Bij jonge mannen (15-34 jaar) zet de daling van het gemiddeld aantal gewerkte uren per werkende uit het verleden naar verwachting door in de toekomst, zie figuur 4.5. Mannen tussen de 65 en 74 jaar oud gaan naar verwachting juist wat meer uren per week werken.<sup>20</sup> Omdat het aandeel ouderen ook toeneemt onder werkende mannen, en oudere mannen minder uren per week werken dan gemiddeld, heeft dit samenstellingseffect een negatief effect op het aantal uren per werkende man. Bij vrouwen van 15-24 jaar oud is er ook sprake van een daling van het aantal gewerkte uren per week per werkende vrouw.<sup>21</sup> Maar voor alle andere leeftijdsklassen stijgt het aantal gewerkte uren per week en dit domineert het negatieve effect van een toename van het aandeel oudere vrouwen op het gemiddeld aantal gewerkte uren per week.

**Ook de projectie voor de gewerkte uren per week is met onzekerheid omgeven, maar deze lijkt beperkt.** Appendix C geeft de gewerkte uren per week bij een variant waarbij we 20% meer van de trend in de cohort-

---

<sup>18</sup> Door de logit-specificatie is het effect van een hogere en een lagere trendmatige groei in de cohorteffecten niet symmetrisch.

<sup>19</sup> De onzekerheid hangt vooral samen met migratiestromen. Bij migranten hebben personen met een niet-westerse migratieachtergrond doorgaans een lagere participatiegraad dan personen zonder migratieachtergrond (CPB, 2018). Maar ook nadat we daarmee rekening houden, leidt de onzekerheid over migratiestromen tot een aanzienlijke onzekerheid over het toekomstig arbeidsaanbod. In 2020 doet het CPB nader onderzoek naar de gevolgen van migratiestromen op (onder andere) de arbeidsmarkt.

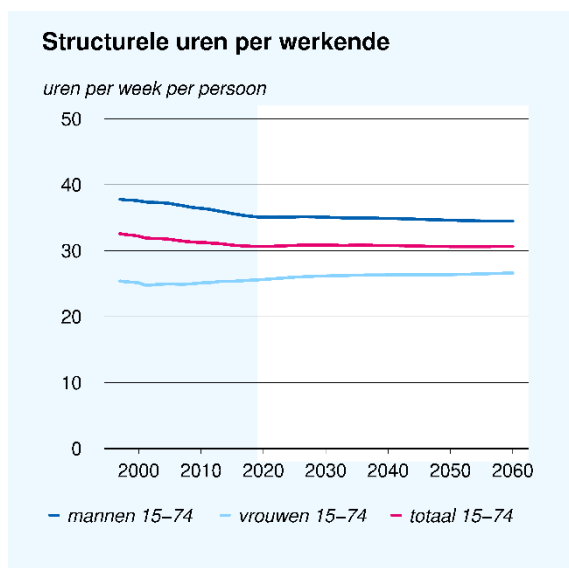
<sup>20</sup> De opwaartse sprong in het aantal uren per werkende voor mannen van 65-74 jaar oud heeft te maken met een samenstellingseffect. Door het verhogen van de AOW-leeftijd is de compositie van mannen die werken boven de 64 jaar veranderd, waarbij er nu meer mannen doorwerken die meer uren per week werken. In mindere mate is dit ook zichtbaar bij vrouwen boven de 64 jaar.

<sup>21</sup> Dit komt bij vrouwen grotendeels door de toename van het aandeel jonge vrouwen dat onderwijs volgt (CPB, 2018).

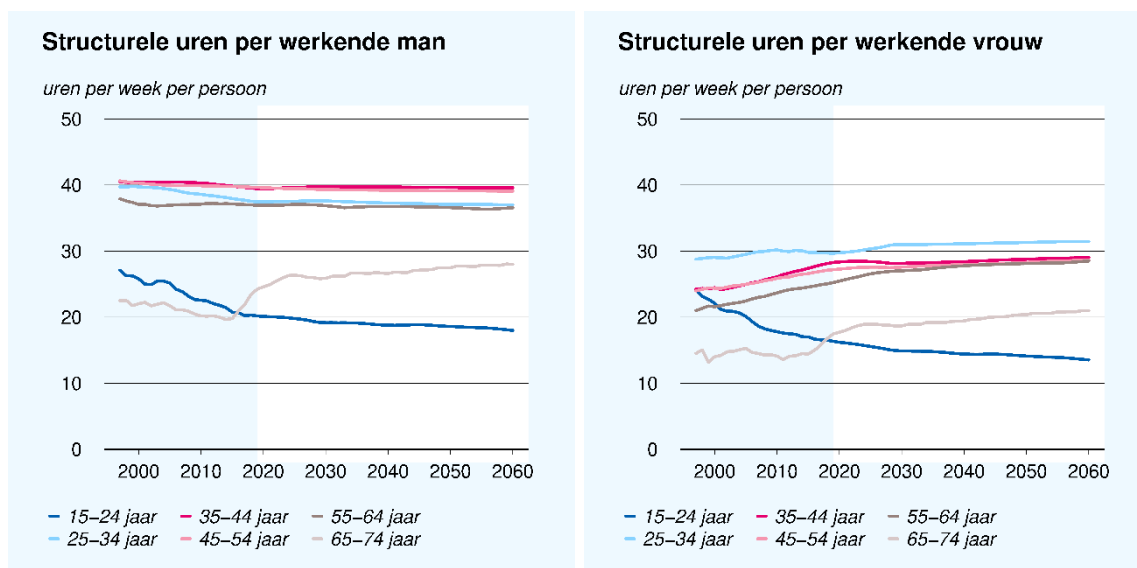
effecten doortrekken naar de toekomst, en een variant waarbij we 20% minder van de trend in de cohort-effecten doortrekken naar de toekomst. Omdat de trendmatige ontwikkeling in de uren beperkt is, en omdat de trend voor sommige leeftijdsklassen positief is en voor andere negatief, is het verschil in uren per week in de verschillende scenario's beperkt. Ook bij de projectie voor gewerkte uren per week is het wederom belangrijk te benadrukken dat dit een beleidsneutraal pad is.

**Het aantal uren per werkende per week in 2060 is wat hoger dan in de vorige langetermijnraming (Euwals e.a., 2014).** In appendix D vergelijken we de huidige raming met de raming van Euwals e.a. (2014). Het aantal uren per week in 2060 is met 30,7 uren per week 0,4 uren per week hoger in de huidige projectie dan in Euwals e.a. (2014). In Euwals e.a. (2014) is het aantal uren per week per leeftijdsgroep vast verondersteld. In de huidige projectie extrapoleren we de (beperkte) trends per leeftijdsgroep uit het verleden. Bij vrouwen is daarbij sprake van een licht opwaartse trend. Daarnaast is de demografische projectie anders dan in Euwals e.a. (2014), wat via samenstellingseffecten leidt tot een ander aantal gewerkte uren per werkende.

**Figuur 4.4 Gewerkte uren per week van mannen en vrouwen**



**Figuur 4.5 Gewerkte uren per week per 10-jaars leeftijdsklasse van mannen en vrouwen**



## Literatuur

Adema, Y. en I. van Tilburg, 2019, *Zorgen om morgen*, CPB Boek, Den Haag.

Atav, T., Jongen, E. en S. Rabaté, 2019, The effects of the increase in the retirement age in the Netherlands, CPB Discussion Paper december 2019, Den Haag.

CBS, 2018, Kernprognose 2018-2060, CBS, Den Haag.

CPB, 2011, Ex-post analyse effect kinderopvangtoeslag op arbeidsparticipatie, CPB Notitie 23 december 2011, Den Haag.

CPB, 2018, Arbeidsparticipatie, CPB Notitie 19 december 2018, Den Haag.

CPB, 2019, Verkenning middellangetermijn 2022-2025, CPB, Den Haag.

Dagsvik, J., Kornstad, T. en T. Skjerpen, 2013, Labor force participation and the discouraged worker effect, *Empirical Economics*, 45(1), pp. 401-433.

Deelen, A. en D. van Vuuren, 2009, De groei van de arbeidsparticipatie van oudere mannen ontrafeld, CPB Memorandum 214, Den Haag.

Euwals, R., Knoef, M. en D. van Vuuren, 2011, The trend in female labour force participation: what can be expected for the future?, *Empirical Economics*, 40, pp. 729-753.

Euwals, R., Graaf-Zijl, M. de en A. den Ouden, 2014, Arbeidsaanbod tot 2060, CPB Achtergronddocument, 3 juli 2014, Den Haag.

Hardoy, I. en P. Schøne, 2014, Displacement and household adaptation: Insured by the spouse or the state?, *Journal of Population Economics*, 27(3), pp. 683-703.

Montes, J., 2018, CBO's projection of labor force participation rates, CBO Working Paper 2018-04, Washington.

OCW, 2018, Referentieraming 2018, OCW, Den Haag.

Smid, B., Rele, H. ter, Boeters, S., Draper, N., Nibbelink, A. en B. Wouterse, 2014, *Minder zorg om vergrijzing*, CPB Boek 12, Den Haag.

# Appendix A: Specificatie age-period-cohort modellen

We schatten een empirisch model om de bijdrage te bepalen aan de arbeidsparticipatie, en gewerkte uren per werkende, van persoons- en huishoudkenmerken en leeftijds- en cohorteffecten. In de empirische analyse maken we voor arbeidsparticipatie gebruik van een logit model. Definieer eerst de volgende functie voor participatie van persoon  $i$  in periode  $t$ :

$$p_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 x_i + g_a(a_i|\theta_a) + g_c(c_i|\theta_c) + g_t(t|\theta_t) + \varepsilon_{it},$$

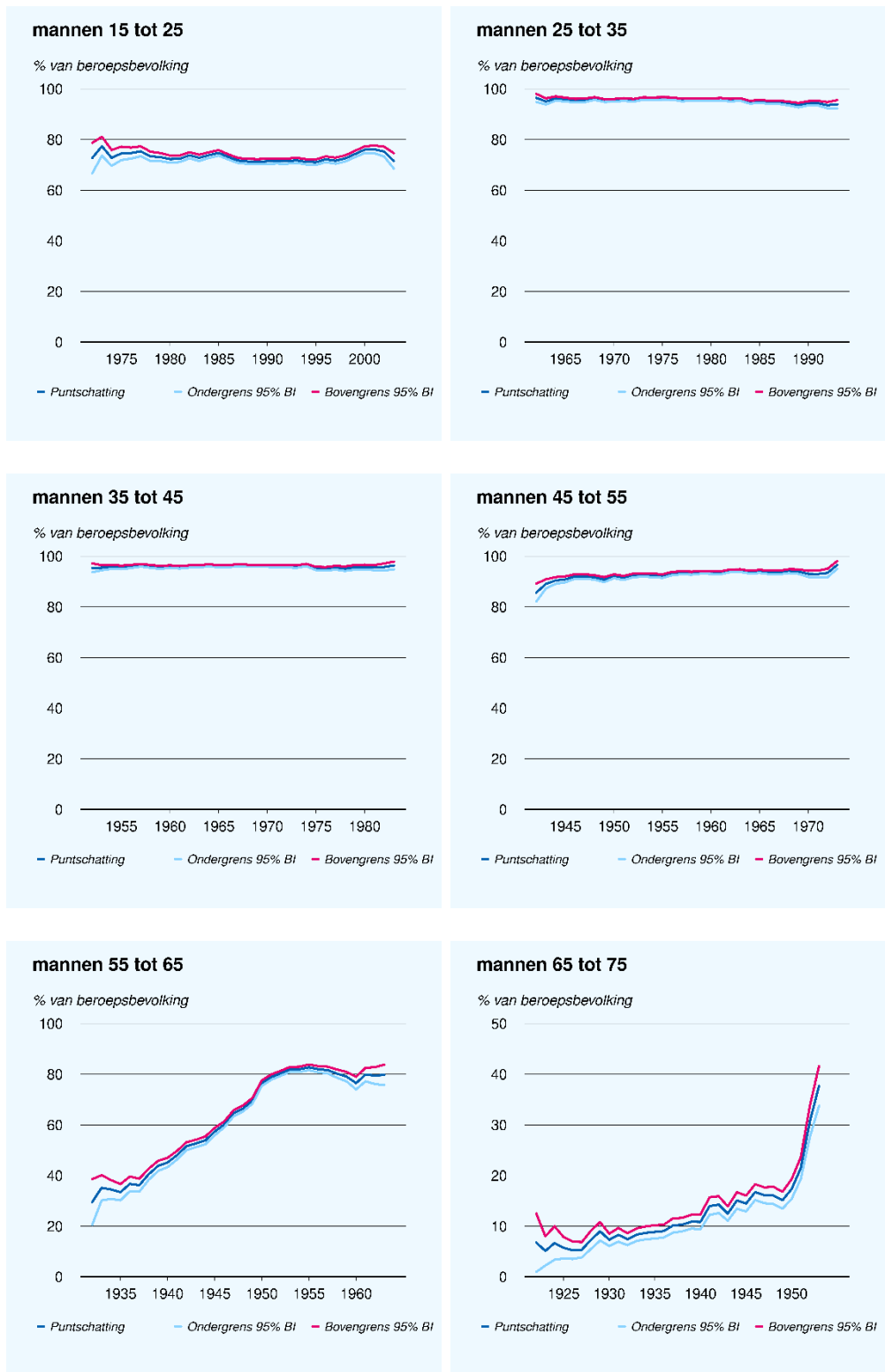
hierin is  $x_i$  een vector van persoons- en huishoudkenmerken,  $g_a(\cdot)$  is een functie van leeftijd  $a_i$ ,  $g_c(\cdot)$  is een functie van geboortecohort  $c_i$  en  $g_t(\cdot)$  is een functie van tijd.  $\varepsilon_{it}$  is een foutterm. We nemen aan dat  $\varepsilon_{it}$  een standaard logistische verdeling kent. De kans op participatie van persoon  $i$  in periode  $t$  is dan:

$$\begin{aligned} Pr[p_{it} = 1|x_i, a_i, c_i, t] &= Pr\{p_{it}^* > 0|x_i, a_i, c_i, t\} \\ &= \frac{\exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + g_a(a_i|\theta_a) + g_c(c_i|\theta_c) + g_t(t|\theta_t))}{1 + \exp(\beta_0 + \beta_1 x_i + g_a(a_i|\theta_a) + g_c(c_i|\theta_c) + g_t(t|\theta_t))}. \end{aligned}$$

Voor de functies voor leeftijd en cohort gebruiken we respectievelijk dummies per leeftijd en per geboortecohort. Voor tijd kunnen we geen dummies opnemen vanwege de identiteit:  $c_i + a_i = t$ . In lijn met Euwals e.a. (2011) hebben we daarom het tijdseffect geprobeerd te vangen door de groep-specifieke werkloosheidsvoet  $g_t(t|\theta_t) = \theta_t U_{it}$  op te nemen, waarbij  $U_{it}$  de werkloosheidsvoet is (één periode vertraagd). Deze specificatie leverde echter geen goede voorspellingen op voor de arbeidsparticipatie aan de uiteinden van de dataperiode (1997-2018). Daarom hebben we de termen met werkloosheidsvoet in de finale specificatie weggelaten. Voor het aantal uren per werkende maken we gebruik van dezelfde specificatie als voor arbeidsparticipatie, maar gaan we uit van een lineair model waarbij de foutterm normaal verdeeld is. Het model voor het aantal uren per werkende is onafhankelijk geschat van het model voor arbeidsparticipatie. De geschatte parameters van de APC-modellen zijn op aanvraag beschikbaar.

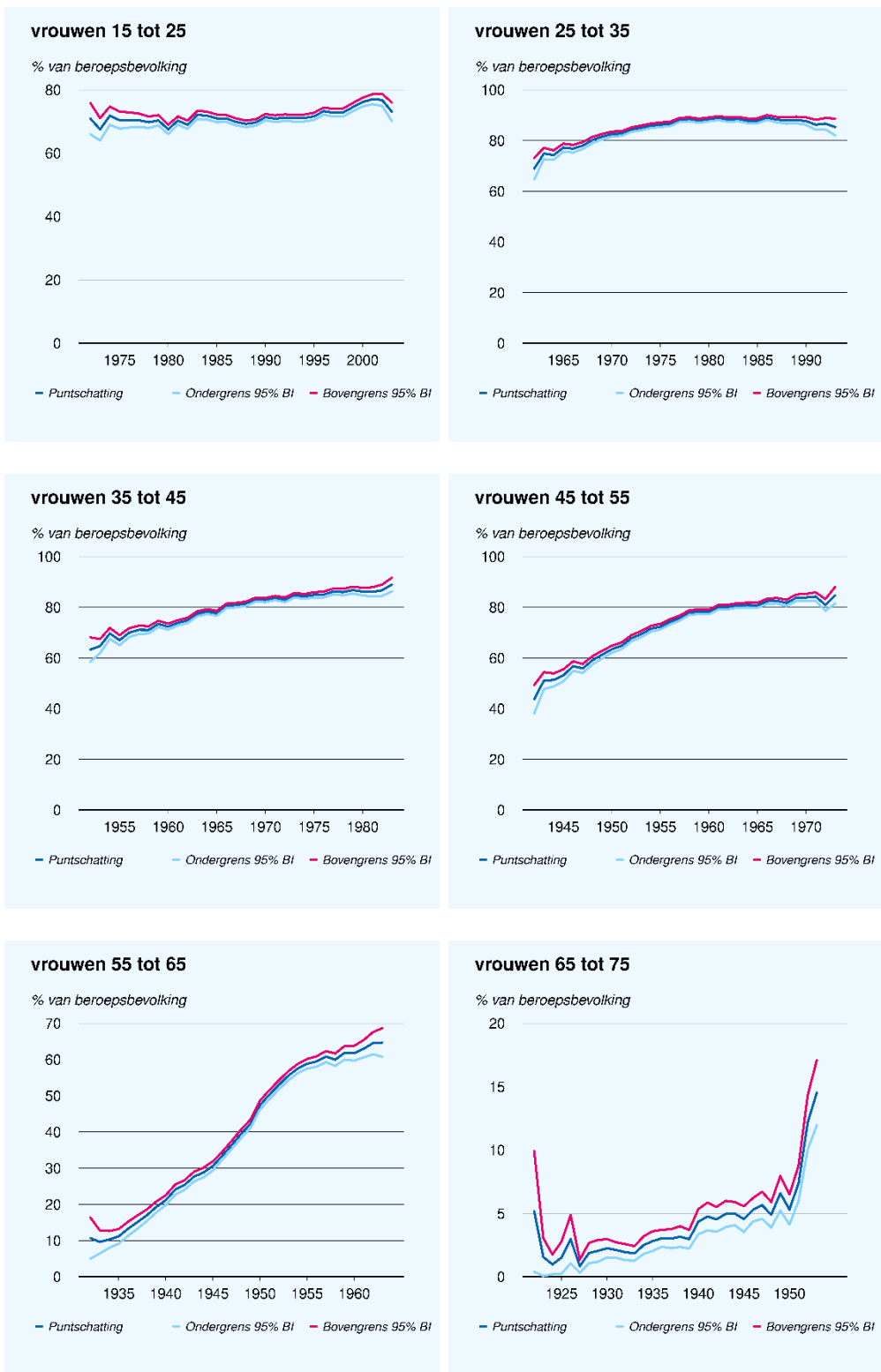
# Appendix B: Geschatte cohorteffecten

Figuur B.1 Geschatte cohorteffecten arbeidsparticipatie mannen (a)



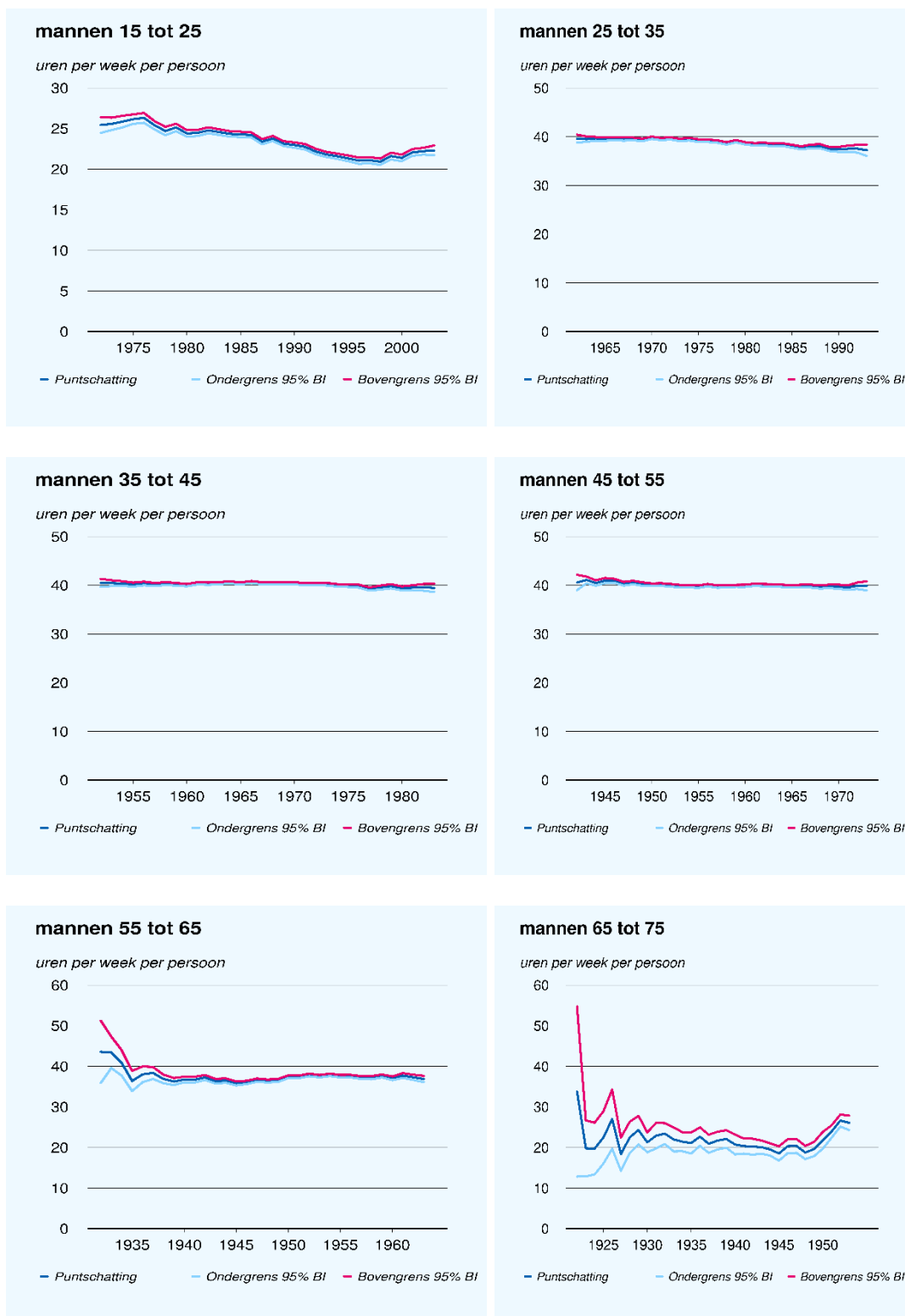
(a) BI: Betrouwbaarheidsinterval.

**Figuur B.2 Geschatte cohortheffecten arbeidsparticipatie vrouwen (a)**



(a) BI: Betrouwbaarheidsinterval.

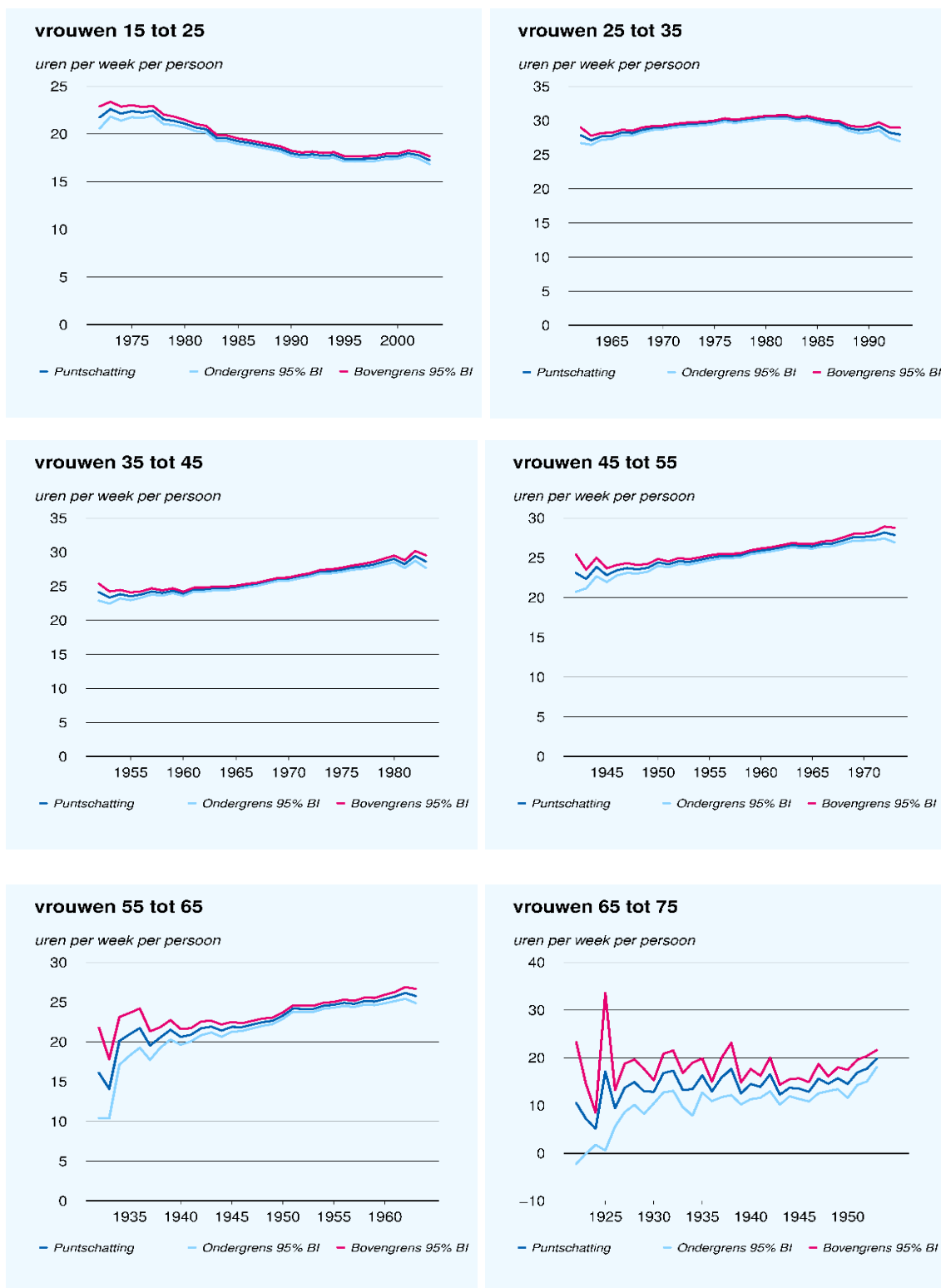
Figuur B.3 Geschatte cohorteffecten gewerkte uren per werkende mannen (a)



(a) BI: Betrouwbaarheidsinterval.



Figuur B.4 Geschatte cohortheffecten gewerkte uren per werkende vrouwen (a)

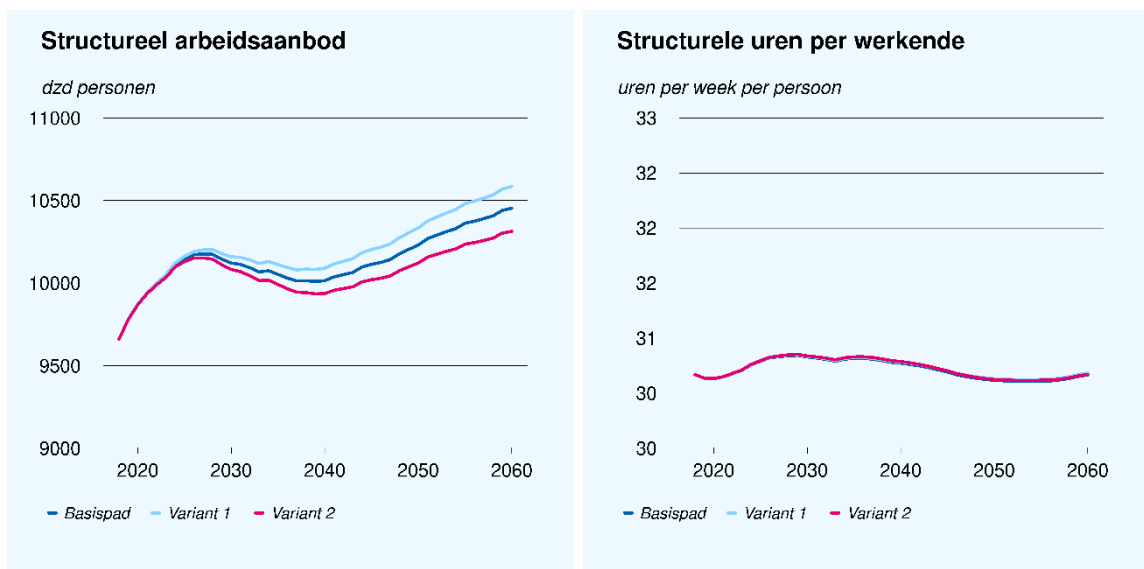


(a) BI: Betrouwbaarheidsinterval.

# Appendix C: Gevoeligheidsanalyse cohorteffecten

Om de gevoeligheid van de projectie voor aannames omtrent toekomstige cohorteffecten te onderzoeken zijn twee varianten op de basisprojectie gemaakt. In de eerste variant worden de geschatte trends in de cohorteffecten met 20 %-punt sterker doorgezet in de projectie dan in het basispad; in de tweede variant worden geschatte trends in de cohorteffecten met 20 %-punten minder sterk doorgezet dan in het basispad. In de eerste variant is het structurele arbeidsaanbod in 2060 131 dzd personen hoger dan in het basispad en in de tweede is het 140 dzd personen lager (figuur C.1 links). De verschillen in gewerkte uren per week in de varianten verschillen nauwelijks van het basispad (figuur C.1 rechts).

Figuur C.1 Gevoeligheidsanalyse dortrekken cohort-effecten

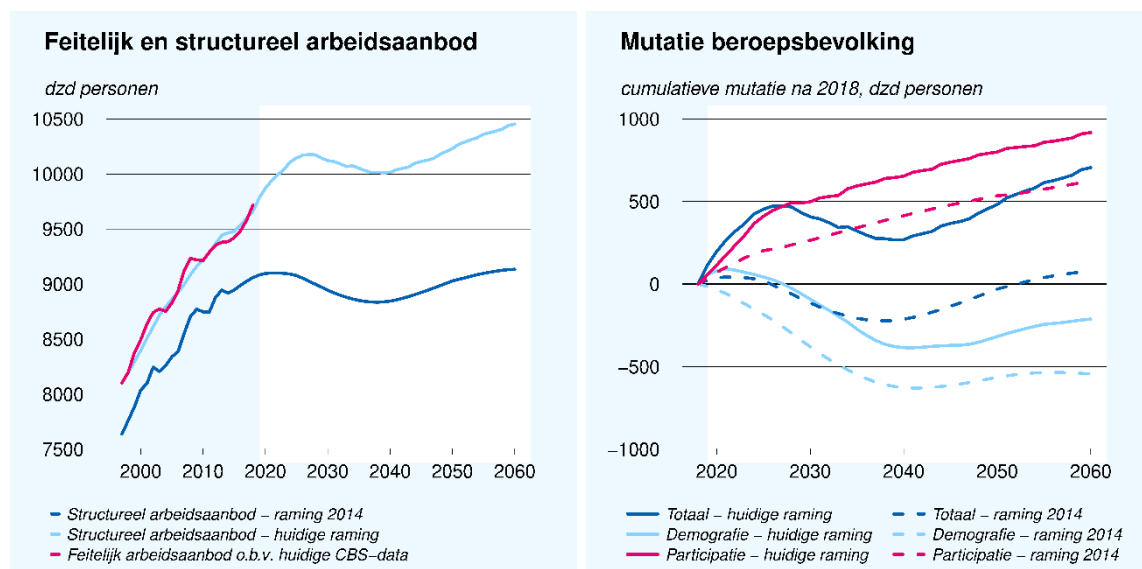


# Appendix D: Vergelijking met voorgaande projectie

De huidige projectie van het structureel arbeidsaanbod is aanzienlijk hoger dan de projectie (Euwals e.a., 2014) die ten grondslag lag aan de voorgaande vergrijzingsstudie (Smid e.a., 2014). De huidige raming voor 2060 is 1319 dzd personen hoger dan de vorige raming voor 2060 (+14,4%). Dat is het gevolg van:

1. Een opwaartse bijstelling van de realisaties door het CBS in de periode tot en met 2013 (figuur D.1 links) na 2013. In 2013, het startjaar van de oude raming, is het arbeidsaanbod nu 9443 dzd personen tegenover 8946 dzd personen voor de bijstelling, een opwaartse bijstelling van 497 dzd personen.
2. Het arbeidsaanbod is sinds 2013 sterker gegroeid dan eerder verwacht. De bruto participatiegraad is met 70,5%<sup>22</sup> in 2018 wat hoger dan eerder voorzien. Hierdoor is het arbeidsaanbod in 2018 34 dzd personen hoger. Daarnaast is de bevolking van 15-74 jaar tussen 2013 en 2018 met 142 dzd personen meer gegroeid, en ook van samenstelling veranderd, dan verwacht. Hierdoor is het arbeidsaanbod in 2018 71 dzd personen hoger.
3. Vanaf 2018 kent de nieuwe projectie een hogere groei van de bevolking, en een andere samenstelling, dan voorheen en een hogere toename van de participatiegraad (figuur D.1 rechts). De hoger dan eerder verwachte groei in de bevolking van 15-74 jaar en de gewijzigde leeftijdsamenstelling leiden tot een opwaartse bijstelling van het arbeidsaanbod met 332 dzd personen in 2060. Op basis van de geschatte APC-modellen verwachten we ook een hogere toename van de participatiegraad dan voorheen, dit leidt tot een opwaartse aanpassing van het arbeidsaanbod met 384 dzd personen.

Figuur D.1 Vergelijking met voorgaande projectie arbeidsaanbod, en decompositie groei na 2018



<sup>22</sup> Grondslag Enquête Beroepsbevolking: structurele beroepsbevolking als percentage van de niet-institutionele bevolking .

Het aantal gewerkte uren per week per werkende is in de huidige projectie in 2060 met 30,7 uren per week wat hoger dan de 30,3 uren per week in Euwals e.a. (2014) (figuur D.2). In Euwals e.a. (2014) werd uitgegaan van een gelijkblijvend aantal uren per week voor verschillende leeftijden. Op basis van de APC-modellen gaan wij er in de projectie van uit dat de lichte stijging van het aantal uren per werkende vrouw ouder dan 25 jaar uit het verleden zich deels voortzet in de toekomst. Daarnaast is de demografische projectie anders dan in Euwals e.a. (2014), wat via samenstellingseffecten leidt tot een ander aantal gewerkte uren per werkende.

**Figuur D.2** Vergelijking projectie gewerkte uren per week met Euwals e.a. (2014)

