

Werkhervatting door oudere werklozen

De werkhervattingskans van 55-plussers in de WW is relatief laag. Toch is de achterstand ten opzichte van 45- tot 55-jarigen niet meer zo groot als tien jaar geleden. Deels is dit te verklaren door beleid, zoals WW-duurverkorting en het instellen van de zoekverplichtingen voor werknemers van 57,5 jaar en ouder. Maar daarnaast blijken de huidige 55-plussers uit een geboortecohort te komen dat beter is toegerust op de arbeidsmarkt dan die van tien jaar geleden. Zet dit cohorteffect zich door, dan verbetert het arbeidsperspectief van de groeiende groep werkloze ouderen.

MAX RATERINK

BoFEB-student
en stagiair bij het
Ministerie van Sociale
Zaken en Werkgele-
genheid

PIERRE KONING

Chief Science Officer
bij het Ministerie
van Sociale Zaken en
Werkgelegenheid en
bijzonder hoogleraar
aan de Vrije Universi-
teit Amsterdam

Sinds de start van de economische crisis in 2008 is het aantal werkloze ouderen van 55–65 jaar als percentage van de beroepsbevolking licht gestegen. In 2008 bedroeg het werkloosheidspercentage nog 3,4 procent; in 2011 was dit 4,1 procent (OESO-data). Daarmee doet Nederland het beter dan de EU-15 en de OESO-landen het gemiddeld doen, met werkloosheidspercentages voor ouderen in 2011 van 6,7 respectievelijk 5,8 procent. Ook is het werkloosheidspercentage onder ouderen in Nederland nauwelijks hoger dan dat van individuen van 45–55 jaar (3,8 procent in 2011).

Hoewel het werkloosheidspercentage onder ouderen dus geen directe reden tot zorgen geeft, doet de werkloosheidsduur van ouderen dat wel. Ongeveer zeven op de tien oudere WW'ers vindt binnen een jaar geen werk of trekt zich terug uit de arbeidsmarkt (UWV, 2012). De EU-15 en de OESO-landen doen het wat dat betreft beter met 57,4 respectievelijk

43,7 procent van de ouderen die in 2011 langer dan een jaar werkloos waren. Werklozen van middelbare leeftijd in Nederland zijn ook minder lang zoekend: 35,9 procent zocht in 2011 langer dan een jaar naar een baan.

De geringe werkhervattingskans van ouderen wekt vooral zorgen met het oog op de toenemende veroudering van de potentiële beroepsbevolking en de verhoging van de AOW-leeftijd naar 67 jaar. Als de arbeidsmarkt verder flexibiliseert, bestaat dan voor de groeiende groep ontslagen oudere werknemers niet het gevaar dat zij vanuit de WW niet weer aan de slag komen, met uiteindelijk de bijstand tot gevolg?

Voor het antwoord op deze vraag is inzicht van belang in de determinanten van de werkhervattingskans van ouderen. De discussie kan daarbij vertekend zijn door het feit dat de werkhervattingskans van ouderen – die nog steeds laag is – te veel als een vaststaand gegeven wordt gepresenteerd. Dat zou een misvatting kunnen zijn: een recente studie van CBS (2012) laat namelijk zien dat de relatieve werkhervattingskans van ouderen in de WW tussen 1999 en 2008 aanzienlijk is toegenomen. Figuur 1 illustreert dit. Zo liep de werkhervattingskans van 55-plussers in 1999 nog met zo'n 35 procentpunt achter op die van 45–55-jarigen, terwijl dit verschil in 2008 geslonken was tot circa 25 procentpunt – een inhaalslag van circa 10 procentpunt dus. Voor mannen is die inhaalslag het grootst geweest, namelijk zo'n 15 procentpunt.

Een eerste verklaring voor deze relatieve stijging zou kunnen zijn dat er tussen 1999 en 2008 meer weerbare ouderen op de arbeidsmarkt zijn gekomen (een zogenaamd 'cohort-effect'). Dit zou betekenen dat de huidige ouderen hogeropgeleid zijn of over een betere gezondheid beschikken. Als deze trends zouden doorzetten, zou dit dus een welkome ontwikkeling zijn. Een tweede verklaring ligt in beleidswijzigingen die vooral bij ouderen effect hebben. Te denken valt daarbij aan de herintroductie van de sollicitatieplicht voor ouderen boven de 57,5 jaar in 2004 en de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 van 60 naar 38 maanden. Blijken deze maatregelen effect gehad te hebben, dan is de natuurlijke ver-

De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.

volg vraag of er verder nog ruimte is om ouderen aan te zetten tot snellere werkhervatting.

Een empirische analyse van individuele WW-stroomgegevens biedt de mogelijkheid deze verklaringen te toetsen. Het idee hierbij is om tot een decompositie van effecten te komen, namelijk die van leeftijd, geboortecohorten, beleidswijzigingen en de conjunctuur. Als input fungeren daarbij dezelfde WW-gegevens als die van het CBS (2012), te weten de WW-duren van individuen die in een zeker jaar de WW in stromen in de periode van 1999 tot en met 2008.

LITERATUUR OVER WERKHERVATTINGSKANS

Over het belang van de effecten van geboortecohorten en beleidseffecten op de werkhervattingskans van werkloze ouderen is een en ander bekend in de literatuur. Om met het eerste effect te beginnen: hoewel het hier niet gaat om de kans op werkhervatting, zijn er wel aanwijzingen dat het geboortecohort in het recente verleden een positief effect heeft gehad op de participatiegraad van ouderen. Zo vinden Deelen en Van Vuuren (2009) dat de participatiegraad van oudere mannen tussen 1992 en 2006 sterk is gestegen, mede vanwege het toetreden van nieuwe geboortecohorten. Euwals *et al.* (2007) vinden ook een sterk cohorteffect dat de stijging van de participatiegraad van vrouwen tussen 1992 en 2004 verklaart. Omdat een groot deel hiervan niet verklaard kan worden aan de hand van direct observeerbare factoren, concluderen de auteurs dat een evolutie van sociale normen en de toegenomen oriëntatie van vrouwen op betaald werk hieraan ten grondslag liggen. Tot slot vinden García-Gómez *et al.* (2011) dat de gezondheid van opeenvolgende geboortecohorten mannen en vrouwen sterk is verbeterd, wat positief door kan werken op de arbeidsmarkt. Dit zou dus ook zijn uitwerking kunnen hebben gehad op de werkhervattingskans vanuit de WW.

Over de effecten van beleid op werkhervatting – te weten zoekvereisten en verkorting van de maximale werkloosheidsduur – is aanzienlijk meer literatuur beschikbaar. Zo vinden Bloemen *et al.* (2011) en Hullegie en Van Ours (2012) dat de herintroductie van zoekvereisten in Nederland voor ouderen boven de 57,5 jaar tot een toename van de baanvindkans heeft geleid van om en nabij vijf procentpunt. Internationale studies zoals die van Bennmarker *et al.* (2012) vinden ook een sterk positief effect van zoekvereisten op de baanvindkans van ouderen. Een studie van Lalive (2006) laat zien dat een verlenging van de maximale uitkeringsduur leidt tot een langere werkloosheidsduur onder ouderen. Het omgekeerde gedragseffect is te verwachten bij een verkorting van de maximale uitkeringsduur. De werkhervattingskans van ouderen is dus geen vaststaand gegeven, en voor een belangrijk deel de resultante van beleid.

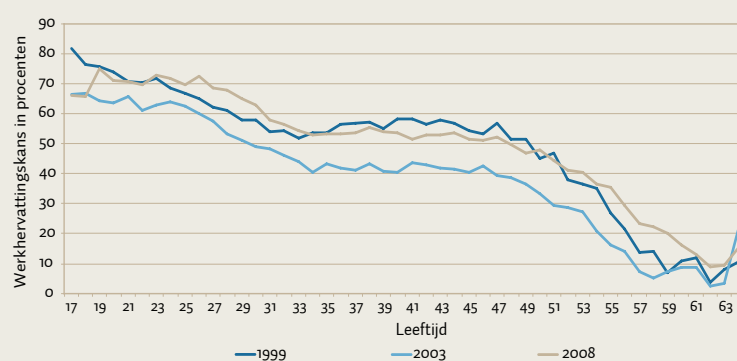
MICRODATA OVER WERKLOOSHEIDSDUREN

De verzameling longitudinale microdata van het CBS telt bijna twee miljoen waarnemingen van werkloosheidsduren die zijn begonnen over de periode 1999–2008. Voor iedere WW'er zijn enkele individuele karakteristieken bekend (waaronder leeftijd, geslacht en positie in het huishouden), kenmerken van de laatste baan (waaronder duur van de laatste baan en baansector) en die van de WW-uitkering (jaar van WW-instroom, maximale WW-duur en feitelijke WW-

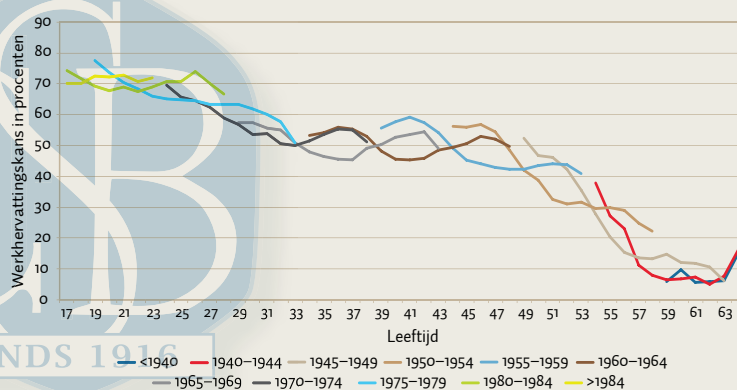
duur). CBS (2012) geeft een kwantificering van de effecten van deze variabelen. Aangezien de effecten van geboortecohorten en die van beleid centraal staan, vindt een selectie plaats van individuen die naast de WW geen inkomen uit andere regelingen hebben en een baan hadden voorafgaand aan de start van de WW-duur. Ook vindt een opsplitsing plaats van het bestand in die van mannen en vrouwen. De uiteindelijke dataset telt 793.196 werkloosheidsduren van mannen en 538.329 werkloosheidsduren van vrouwen.

Figuur 2 geeft een eerste indicatie van mogelijke cohorteffecten, en wel door de werkhervattingskans naar leeftijd voor twaalf verschillende geboortecohorten van vijf jaar te presenteren. De figuur levert geen direct bewijs dat oudere mannen (55+) die afkomstig zijn uit latere geboortecohorten, een grotere werkhervattingskans hebben dan oudere mannen uit een eerder geboortecohort. De lijnen van opeenvolgende geboortecohorten mannen zouden daarvoor boven elkaar moeten liggen; in plaats daarvan kruisen ze elkaar nogal eens op gezamenlijk waargenomen leeftijdsintervallen. Een figuur voor vrouwen – dat op veel minder waarnemingen bij hogere leeftijden gebaseerd is – levert hetzelfde beeld op als bij mannen.

Werkhervattingskans naar leeftijd voor verschillende jaren van WW-instroom (1999–2008) **FIGUUR 1**



Werkhervattingskans naar leeftijd voor opeenvolgende geboortecohorten van mannen (1999–2008) **FIGUUR 2**



De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.

Deze resultaten hoeven echter niet te betekenen dat er geen sprake kan zijn van cohorteffecten. Bedacht moet worden dat lijnen met overlap op verschillende momenten zijn gemeten. De conjunctuur kan dan verschillen, zodat een vergelijking niet altijd zuiver is. Dit onderstreept de noodzaak om naast leeftijds- en cohorteffecten ook ‘kalendertijd’-effecten mee te nemen om conjuncturele effecten te neutraliseren.

EMPIRISCHE BENADERING

Gezien de ruime omvang van de WW-bestanden is het goed mogelijk om de werkhervattingskans van individuen – die een discrete uitkomst heeft – te schatten als een lineair kansmodel. Dit is dan ook de te prefereren modelspecificatie, met in eerste instantie alleen leeftijd, geboortecohorten en het jaar van WW-instroom als verklarende variabelen:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 cohort_t + \beta_2 leeftijd_{it} + \beta_3 jaar_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

Hierbij staat *i* voor individu, *t* voor tijd en is ε een foutterm. Zowel de cohort- als leeftijdsgroepen bestrijken periodes van vijf jaar. Dankzij de panelstructuur van de gegevens – dus met cohorten die over de tijd in meerdere leeftijdscategorieën terugkomen – is het mogelijk om cohort- en leeftijds-effecten gelijktijdig te schatten. Daarnaast zijn jaareffecten als jaardummy’s opgenomen in de regressie.

In een tweede model worden vervolgens enkele karakteristieken van het individu, die van de laatste baan en de WW-uitkering als controlerende variabelen toegevoegd. Doel hiervan is om een deel van de cohorteffecten te kunnen verklaren, althans voor zover het hier gaat om variabelen die sterk verschillen tussen geboortecohorten. Dit levert de volgende modelspecificatie op:

$$P_{it} = \beta_0 + \beta_1 cohort_t + \beta_2 leeftijd_{it} + \beta_3 jaar_t + \beta_4 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

In de notatie staat *X* voor alle controlerende variabelen, inclusief de dummyvariabele voor vrijstelling van zoekvereisten en de maximale WW-duur in maanden.

De extra variabelen in model (2) zijn mogelijk in staat om een deel van het geboortecohorteffect te verklaren. Door bijvoorbeeld voor de maximale WW-duur te controleren wordt de werkhervattingskans van de eerste cohorten, die gemiddeld meer recht hebben op een lange WW-duur, gecorrigeerd ten opzichte van latere cohorten. Daarnaast wordt het effect van zoekvereisten gekwantificeerd door een dummyvariabele die de waarde 1 aanneemt als een individu vóór 1 januari 2004 is ingestroomd in de WW en ten tijde van instroom ouder was dan 57,5 jaar. Met deze verschil-in-verschillenbenadering is het mogelijk het effect van een vrijstelling van zoekvereisten zuiver te meten.

RESULTATEN

Tabel 1 laat de schattingsresultaten zien voor werkloosheidsduren van mannen. Uit de resultaten van het eerste model blijkt dat, gecontroleerd voor leeftijd, opeenvolgende geboortecohorten van mannen inderdaad een grotere kans op werkhervatting hebben. De stijging in de werkhervattingskans is met name zichtbaar in het verloop van de eerste drie geboortecohorten (vóór 1940; 1940–1944; en 1945–1949). Dit suggereert dat de nieuwe cohorten van oudere mannen

het als oudere werknemers beter doen dan de voorgaande cohorten. Ook de effecten van leeftijd zijn van belang, deze zijn van dezelfde orde van grootte als die van geboortecohorten. Vooral bij mannen ouder dan 55 jaar neemt de werkhervattingskans snel af. Ten slotte zijn ook de effecten van jaar van WW-instroom (‘kalendertijd’) substantieel. Zo heeft een man die in 2003 is ingestroomd in de WW zestien procentpunt minder kans op werkhervatting dan een man die in 1999 is ingestroomd.

Zoals verwacht neemt het effect van de geboortecohorten op de werkhervattingskans af in het tweede model, waar-

Werkhervattingskansmodel, schattingsresultaten voor mannen (1999–2008) TABEL 1

	Basismodel	Uitgebreid model
Geboortecohort		
<1940	Referentie	Referentie
1940–1944	0,04***	0,03***
1945–1949	0,12***	0,07***
1950–1954	0,17***	0,10***
1955–1959	0,18***	0,11***
1960–1964	0,20***	0,12***
1965–1969	0,22***	0,13***
1970–1974	0,24***	0,15***
1975–1979	0,30***	0,20***
1980–1984	0,34***	0,25***
>1984	0,37***	0,27***
Leeftijd		
17–24	Referentie	Referentie
25–29	0,01***	0,01**
30–34	-0,02***	-0,02***
35–39	-0,04***	-0,05***
40–44	-0,06***	-0,06***
45–49	-0,09***	-0,09***
50–54	-0,14***	-0,14***
55–59	-0,28***	-0,27***
60–64	-0,31***	-0,32***
Kalendertijd: jaar van instroom		
1999	Referentie	Referentie
2000	-0,03***	-0,03***
2001	-0,07***	-0,06***
2002	-0,12***	-0,11***
2003	-0,16***	-0,16***
2004	-0,14***	-0,15***
2005	-0,10***	-0,11***
2006	-0,06***	-0,06***
2007	-0,05***	-0,05***
2008	-0,11***	-0,12***
Vrijstelling	Nee	-0,06***
Maximale WW-duur	Nee	-0,00229***
Controlevariabelen	Nee	Ja
Waarnemingen	793.196	793.196
R ²	0,10	0,13

*** Significant op eenprocentniveau

De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.

schijnlijk omdat de controlerende variabelen in staat zijn een deel hiervan te verklaren. Deze variabelen betreffen de positie in het huishouden, informatie over de laatste baan (waaronder baanduur en sector) en die van de WW-uitkering (maximale WW-duur en feitelijke WW-duur). Het resterende cohorteffect is het gevolg van verschillen in niet-geobserveerde kenmerken van de cohorten. Om het effect van geboortecohort verder af te pellen zijn variabelen zoals gezondheid en opleiding nodig. Binnen de beschikbare bestanden zijn deze gegevens echter niet voorhanden, of alleen voor een beperkt aantal jaren. Het effect van leeftijd blijft in model (2) vrijwel gelijk ten opzichte van het basismodel. Dit betekent dat de toegevoegde variabelen variëren over de geboortecohorten (waarvan de effecten wel wijzigen), en niet over de leeftijdscategorieën.

Beleidsmatig zijn met name de geschatte coëfficiënten van de zoekvrijstelling en de maximale WW-duur van belang. De coëfficiënt van de vrijstelling duidt op een afname van de werkherlevingskans van zes procentpunt door toedoen van de vrijstelling die ouderen boven de 57,5 jaar vóór 1 januari 2004 genoten. Het afschaffen van deze vrijstelling heeft dus geleid tot een toename van liefst zes procentpunt in de werkherlevingskans van oudere mannen. Dit komt overeen met de schattingen van Bloemen *et al.* (2011). Het effect van de verkorting van de WW-duur met 22 weken leidt tot een toename van de werkherlevingskans met vijf procentpunt. Dit betekent dat WW'ers dus sneller op zoek gaan naar een baan, zelfs als het gaat om het eerste uitkeringsjaar waarin de WW-rechten ongewijzigd zijn gebleven. Het vooruitzicht op snellere instroom in de bijstand zet kennelijk al eerder in de WW-duur aan tot gedragseffecten. Hoewel de verkorting van de WW-duur een generieke maatregel is, zullen vooral ouderen hierdoor geactiveerd worden om hun zoekintensiteit te verhogen, aangezien zij gemiddeld veel WW-rechten hebben opgebouwd.

Voor vrouwen zijn de bevindingen grosso modo hetzelfde. Ook hier zijn er positieve effecten van het geboortecohort op de werkherlevingskans aanwezig, zij het een paar procentpunt kleiner dan bij mannen. De toevoeging van verklarende variabelen in het tweede model leidt tot een kleiner niet-geobserveerd cohorteffect bij vrouwen dan bij mannen. Een groot deel van het cohorteffect kan dus verklaard worden door de beschikbare variabelen. Leeftijd heeft grofweg hetzelfde effect op de werkherlevingskans van vrouwen als op die van mannen. Het effect van de afschaffing van de vrijstelling is echter maar drie procentpunt, wat een kleiner positief effect op de werkherlevingskans is dan bij mannen. Tot slot reageren vrouwen sterker op een afname van de maximale WW-duur: een verkorting van 22 weken leidt tot een acht procentpunt hogere werkherlevingskans.

Wanneer de verandering in de werkherlevingskans van mannen van 55-65 jaar wordt afgezet tegen die van mannen van 45-55 jaar, dan is het verschil tussen 1999 en 2008 circa vijftien procentpunt verkleind. Op basis van de schattingen is vier procentpunt van deze inloop te danken aan de herintroductie van zoekvereisten en circa vijf procentpunt aan de maximale WW-duurverkorting van 22 weken. Het restant is het gevolg van een geboortecohorteffect. Bij vrouwen bedraagt de inloopgroei van 55-65-jarigen ten opzichte van 45-55-jarigen zeven procentpunt, waarvan zes procentpunt bestaat uit cohorteffecten. Verschillende robuustheidsanalyses bevestigen de robuustheid van de schattingsresultaten.

CONCLUSIE

Uit deze analyse blijkt dat de werkherlevingskans van oudere werklozen nog steeds relatief laag is, met cohorteffecten en leeftijdseffecten als belangrijke verklarende factoren. Tegelijkertijd zijn oudere werklozen aan het inlopen op werklozen van middelbare leeftijd. Een decompositie van de groei in de werkherlevingskans van ouderen over de periode 1999-2008 laat zien dat het gerealiseerde inhaaleffect te danken is aan de effecten van geboortecohort (nieuwe ouderen zijn beter toegerust op de arbeidsmarkt) en beleid, zowel bij mannen als bij vrouwen.

De uitkomsten suggereren dat ook bij de afwezigheid van nieuw beleid de werkherlevingskans van ouderen de komende jaren verder zal stijgen

De uitkomsten suggereren dat ook bij de afwezigheid van nieuw beleid de werkherlevingskans van ouderen de komende jaren verder zal stijgen, doordat latere cohorten de leeftijdsgrens van 55 jaar passeren. Dit is een enigszins geruststellende gedachte, in het vooruitzicht van groeiende groepen ouderen op een steeds flexibeler arbeidsmarkt met een hogere instroomkans in werkloosheid. Daarnaast is het arsenaal van nieuwe beleidsmaatregelen gericht op activering van ouderen wellicht beperkter dan voorheen, maar naar verwachting zal de voorgenomen verdere verkorting van de WW-duur de werkherlevingskans kunnen vergroten.

LITERATUUR

- Benmarker, H., O. Nordström Skans en U. Vikman (2012) Workfare for the old and long-term unemployed. *IFAU Working Paper Series*, 2012(7).
- Bloemen, H., S. Hochguertel en M. Lammers (2011) Job search requirements for older unemployed: transitions to employment, early retirement and disability benefits. *IZA discussion paper*, 5442.
- Deelen, A. en D. van Vuuren (2009) De groei van de arbeidsparticipatie van oudere mannen ontrafeld. *CPB memorandum*, 214.
- Euwals, R., M. Knoef en D. van Vuuren (2007) The trend in female labour force participation. *CPB discussion paper*, 93.
- García-Gómez, P., H.-M. von Gaudecker en M. Lindeboom (2010) Health, disability and work: patterns for the working age population. *Netspar Panel Paper*, 17.
- Hulleger, P. en J.C. van Ours (2012) *Seek and ye shall find: how search requirements affect job finding rates of older workers*. Working paper gepresenteerd bij het EEA-ESEM-congres in Malaga.
- Jong, W. de, K. Geertjes, M. de Mooij-Schep, A. de Rijk en N. Sluiter (2012) *Werkherlevingskans na instroom in de WW. Leeftijd is niet het enige dat telt*. Den Haag: Centraal Bureau voor de Statistiek.
- Lalive, R. (2006) How do extended benefits affect unemployment duration? A regression discontinuity approach. *CESifo working papers*, 1765.

De auteur heeft verklaard dit artikel alleen te publiceren in ESB en niet elders te publiceren in wat voor medium dan ook. Het is wel toegestaan om het artikel voor eigen gebruik en voor publicatie op een intranet van de werkgever van de auteur aan te wenden.