

Bedankt voor het downloaden van dit artikel. De artikelen uit de (online)tijdschriften van Uitgeverij Boom zijn auteursrechtelijk beschermd. U kunt er natuurlijk uit citeren (voorzien van een bronvermelding) maar voor reproductie in welke vorm dan ook moet toestemming aan de uitgever worden gevraagd.

Boom

Behoudens de in of krachtens de Auteurswet van 1912 gestelde uitzonderingen mag niets uit deze uitgave worden verveelvoudigd, opgeslagen in een geautomatiseerd gegevensbestand, of openbaar gemaakt, in enige vorm of op enige wijze, hetzij elektronisch, mechanisch door fotokopieën, opnamen of enig andere manier, zonder voorafgaande schriftelijke toestemming van de uitgever.

Voor zover het maken van kopieën uit deze uitgave is toegestaan op grond van artikelen 16h t/m 16m Auteurswet 1912 jo. Besluit van 27 november 2002, Stb 575, dient men de daarvoor wettelijk verschuldigde vergoeding te voldoen aan de Stichting Reprorecht te Hoofddorp (postbus 3060, 2130 KB, www.reprorecht.nl) of contact op te nemen met de uitgever voor het treffen van een rechtstreekse regeling in de zin van art. 16l, vijfde lid, Auteurswet 1912.

Voor het overnemen van gedeelte(n) uit deze uitgave in bloemlezingen, readers en andere compilatiewerken (artikel 16, Auteurswet 1912) kan men zich wenden tot de Stichting PRO (Stichting Publicatie- en Reproductierechten, postbus 3060, 2130 KB Hoofddorp, www.cedar.nl/pro).

No part of this book may be reproduced in any way whatsoever without the written permission of the publisher.

info@boomamsterdam.nl
www.boomuitgeversamsterdam.nl

ARTIKELEN

Sleutelen aan de WW: werkt dat?

Effecten van duurverkorting en aanscherping passende arbeid

Marijke von Bergh*

Sinds de huidige Werkloosheidswet in 1987 is ingevoerd is deze verschillende keren gewijzigd vanwege het belang van volumebeheersing en activering. Wij onderzochten het effect van drie wetswijzigingen op het volume en de uitstroom naar werk: de afschaffing van de vervolguitering in 2003, de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 en de aanscherping van de richtlijn Passende arbeid in 2008. Uit duuranalyses op CBS-microdata blijkt dat alleen voor werklozen voor wie het WW-recht sterk werd gereduceerd er in lichte mate sprake was van een grotere WW-uitstroom. Deze extra uitstroom ging voor het merendeel naar werk, maar ook gedeeltelijk naar bijstand en uitstroom zonder inkomen. De aanpassing van de richtlijn Passende arbeid voor hogeropgeleiden blijkt geen effect op de uitstroom naar werk te hebben. Een mogelijke verklaring voor de beperkte effecten van duurverkorting is dat er vooral is gekort op de lange WW-rechten, terwijl circa 80% van de werklozen de WW al binnen een jaar verlaat. Bij de richtlijn Passende arbeid speelt mee dat werklozen aan hun plicht kunnen voldoen door toch alleen op het eigen opleidingsniveau te solliciteren. De conclusie luidt dat alleen sterke reductie van lange WW-rechten volumebeperkend en enigszins activerend werkt en dat het verder oprekken van het begrip passende arbeid activerend noch volumebeperkend is.

Inleiding

Al enkele decennia wordt de (dreigende) toename van het aantal werklozen door de openvliegende kabinetten als een te bestrijden kwaad beschouwd. Sinds de huidige Werkloosheidswet in 1987 is ingevoerd is deze dan ook verschillende malen gewijzigd met als doel het volume te beperken en een snellere terugkeer van de werkloze naar betaalde arbeid te bevorderen (activering). Zo is de toegangdrempel verhoogd, de maximale WW-duur verkort, de eigenrisicoperiode voor werkgevers verlengd en het begrip 'passende arbeid' aangescherpt.¹ De vraag is in hoeverre het aanscherpen van de regels helpt om werklozen sneller aan het werk te krijgen.

Wij onderzochten voor drie wetswijzigingen op CBS-data in hoeverre deze volumebeperkend en activerend hebben gewerkt en of er neveneffecten zijn opgetreden in de vorm van een grotere kans om opnieuw in de WW te komen (herha-

* Marijke von Bergh is werkzaam bij Universiteit Utrecht, Sectie Arbeidsrecht en Sociaal Beleid. Email: m.y.w.vonbergh@uu.nl.

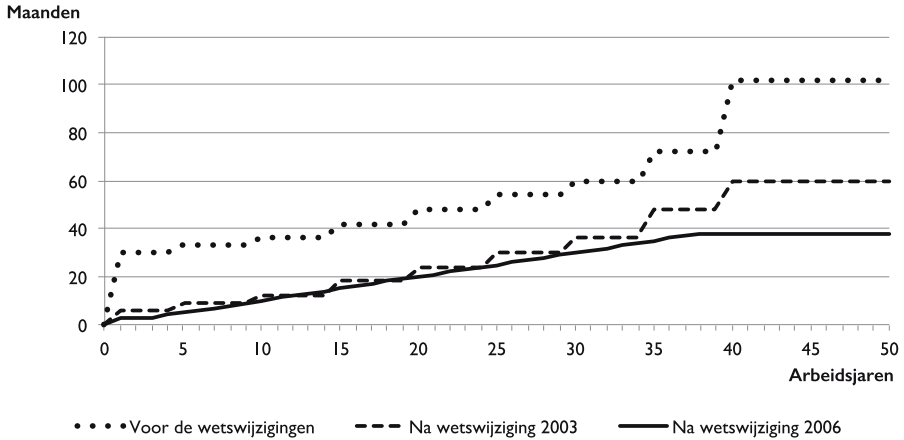
lingswerkloosheid) of een grotere kans op een kwalitatief slechtere baan bij uitstroom uit de WW. De onderzochte wetswijzigingen zijn:

- 1 afschaffing van de vervolguitering (van kracht per 11-8-2003), gevolgd door de herinvoering van de sollicitatieplicht voor werklozen van 57,5 jaar en ouder (1-1-2004);
- 2 verkorting van de maximale uitkeringsduur van 60 naar 38 maanden (1-7-2006);
- 3 na 1 jaar is voor werklozen met een hbo- of wetenschappelijke opleiding alle arbeid passend (1-7-2008).

Afschaffing vervolguitering

Vanaf 1987 had een werkloze recht op een loongerelateerde basisuitkering van 6 maanden als hij² minimaal in 26 weken van de aan de werkloosheid voorafgaande 52 weken had gewerkt. Als men ook aan de 'jareneis' voldeed (in de voorafgaande 5 jaar in 3 jaar ten minste 52 dagen gewerkt) had men recht op een verlengde loongerelateerde uitkering die, afhankelijk van de lengte van het arbeidsverleden, minimaal een half en maximaal 4,5 jaar bedroeg. Na de basis- en eventueel verlengde uitkering had men recht op een vervolguitering van 1 jaar op 70% van het wettelijk minimumloon. Voor uitkeringsgerechtigden die op de eerste werkloosheidsdag 57,5 jaar of ouder waren, was de maximale duur 3,5 jaar. Uitkeringsgerechtigden die wel aan de jareneis voldeden, maar geen recht hadden op een verlengde uitkering omdat zij een arbeidsverleden hadden van minder dan 5 jaar, hadden ook recht op deze vervolguitering. Deze vervolguitering volgde dan direct op de basisuitkering.³ In 1995 werd het recht op 1 jaar vervolguitering verlengd naar 2 jaar. Per 11 augustus 2003 is het recht op de vervolguitering afgeschaft. Redenen hiervoor waren de voorziene stijging van het aantal WW'ers en het daardoor grotere beroep dat op de vervolguitering zou worden gedaan, en de grotere nadruk op activering van WW'ers; de vervolguitering droeg daar niet aan bij.⁴

In Figuur 1 is de maximale WW-duur gekoppeld aan de duur van het arbeidsverleden weergegeven voor en na de afschaffing van de vervolguitering. Vooral bij een kort arbeidsverleden is het vervallen van 2 jaar recht op een vervolguitering relatief gezien een grote reductie van WW-rechten.



Figuur 1 Maximale WW-duur voor en na wetswijzigingen 2003 en 2006

Verkorting maximale WW-duur

Per 1 oktober 2006 is de opbouw van WW-rechten veranderd. In het algemeen betekende dit een verkorting van de maximale duur van de WW-uitkering (zie Figuur 1). Wie in ten minste 26 van de 36 weken direct voorafgaand aan de werkloosheid had gewerkt ('wekeneis') had vanaf die datum recht op een uitkering van minimaal 3 maanden. Indien men ook voldeed aan de eis dat men in 4 van de 5 kalenderjaren direct voorafgaand aan de werkloosheid ten minste 52 dagen had gewerkt, gold dat men voor elk gewerkt arbeidsjaar een maand WW-recht kreeg, met als maximum 38 maanden. Vóór 1 oktober 2006 gaf het voldoen aan de, toen minder strenge, wekeneis (26 uit 52 weken) al recht op 6 maanden uitkering. Vervolgens was de opbouw meer trapsgewijs: voor elke vijf extra arbeidsjaren kwamen er 3, 6 en vanaf 24 arbeidsjaren 12 maanden WW-recht bij, tot een maximum van 60 maanden. Bij minder dan 9 en bij meer dan 24 arbeidsjaren leidt de nieuwe wet tot (aanzienlijk) minder WW-rechten. Aan de andere kant is bij een verleden met 13, 14 en 19 arbeidsjaren de maximale WW-duur onder de nieuwe wet een fractie langer.

Aanpassing richtlijn Passende arbeid (2008)

Om te bepalen wat voor werk passend was voor een werkloze (en waarop hij dus diende te solliciteren) is in 1992 de richtlijn Passende arbeid opgesteld. Deze richtlijn geeft drie normen aan de hand waarvan getoetst kan worden of arbeid passend is: de aard van het werk, de beloning en de reisafstand. De richtlijn is herzien in 1996, en in 2008 nogmaals voor alleen werklozen met een academische of een hbo-opleiding met als doel langdurige werkloosheid te voorkomen en te beperken (*Staatcourant*, 30 juni 2018). Die verandering hield in dat na 12 maanden werkloosheid functies op alle niveaus als passend werden beschouwd, terwijl dit voorheen pas na 18 maanden voor hbo'ers en na 24 maanden voor academici het geval was. Daarnaast werd voor academici het mbo-niveau al na

6 in plaats van na 12 maanden passend en het vmbo-niveau na 12 in plaats van na 18 maanden. Nieuw was ook dat na een jaar ook arbeid met een loon dat lager was dan de WW-uitkering passend werd. Om te voorkomen dat iemand door te gaan werken minder zou gaan verdienen dan dat hij kreeg aan WW is per 1 juli 2009 inkomstenverrekening ingevoerd. Hierop had een werkloze recht indien hij na meer dan een jaar werkloosheid een baan vond met een salaris van niet meer dan 87,5% van het salaris in de oude baan.⁵ 70% van de inkomsten werd verrekend met de WW-uitkering.

Eerdere bevindingen

Effecten van duurverkortening van de WW in Nederland zijn al vaker onderzocht. De Groot en Van der Klaauw (2014) onderzochten het effect van de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 van 60 naar 38 maanden op de uitstroom naar werk aan de hand van CBS-data. Zij vonden dat de kans om binnen 6 maanden uit te stromen naar werk een half procentpunt toenam (van 38% naar 38,48%). Ook hebben ze gekeken naar het effect op de kwaliteit van de baan na uitstroom uit werkloosheid. De eerste baan na uitstroom uit de WW bleek na de duurverkortening vaker een uitzend-, oproep- of tijdelijke baan, het salaris was 220 euro per maand lager en de omvang van de baan was 0,4 uur per week minder. Na twee en na drie jaar waren de totale inkomsten en het totaal aantal gewerkte uren echter niet lager dan voor de wetswijziging, doordat mensen na de wetswijziging gemiddeld drie maanden eerder een baan vonden. Koning en Raterink (2013) onderzochten het effect van het invoeren van de sollicitatieplicht op de kans op uitstroom naar werk voor werklozen die bij instroom in de WW ouder waren dan 57,5 jaar en van de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 op de kans om binnen een jaar uit te stromen naar betaald werk. De invoering van de sollicitatieplicht verhoogde de uitstroomkans naar betaald werk binnen een jaar bij mannen met 5% en bij vrouwen met 3%; de verkorting van de maximale WW-duur verhoogde deze kans bij zowel mannen als vrouwen met 3%.

Het UWV heeft het effect van drie wetswijzigingen in samenhang met het effect van de internet- en kredietcrisis onderzocht op de doorstroom van de WW naar de bijstand (Kenniscentrum UWV, 2012). De drie wetswijzigingen betroffen de afschaffing van de vervolguutkering, de verkorting van de maximale duur van 60 naar 38 maanden en de invoering van de Wet werk en bijstand (WWB) in 2004. Daartoe werd de doorstroom in de perioden 2001-2004 en 2007-2010 onderling vergeleken. De doorstroom naar de bijstand was in de periode 2007-2010 1,9 procentpunt hoger dan in de periode 2001-2004. Van die 1,9 procentpunt was 1,2% toe te schrijven aan de recessie, 0,3% was het structurele effect van de verkorting van de WW-duur en 0,4 procentpunt stijging was een tijdelijk⁶ effect van de verkorting.⁷ Het effect van de kredietcrisis op de verhoogde doorstroom naar de bijstand werd daarmee dan ook geschat vier keer zo groot te zijn als het (structurele) effect van de verkorting van de maximale WW-duur in 2006.

Er is weinig internationaal onderzoek over het effect van verkorting van de maximale WW-duur op de uitstroomkans of WW-duur. Van Ours en Vodopivec

(2006) vonden in Slovenië dat een reductie van het WW-recht (in combinatie met een versterking van het aanbod aan re-integratietrajecten) leidde tot een snellere uitstroom naar werk. En de verlenging van de maximale WW-duur van 30 naar 209 weken voor 50-plussers in Oostenrijk leidde tot gemiddeld negen weken langere WW-duur (Lalive & Zweimüller, 2004). Over het effect van veruiming van wat beschouwd wordt als passende arbeid, noch over het effect van inkomstenverrekening zijn onderzoeksresultaten gevonden. Het beeld van de kwaliteit van de baan na de WW is niet eenduidig (Schmieder, Von Wachter, & Bender, 2013).

Theorie

Om het effect van de drie wetswijzigingen op de uitstroom uit de WW te verklaren dient onderscheid gemaakt te worden tussen een direct effect en gedragseffecten. Het directe effect is dat een verkorting van de maximale tijd die men recht heeft op een WW-uitkering maakt dat de WW-uitkering simpelweg eerder stopt. Dat zal zichtbaar zijn in een grotere uitstroomkans uit de WW zonder dat dit iets te maken heeft met het arbeidsmarktgedrag van werklozen of andere actoren. Gedragseffecten gaan over de vraag in hoeverre werklozen en andere actoren die betrokken zijn bij de uitstroom van werklozen uit de WW zich anders gaan *gedragen* op de arbeidsmarkt als gevolg van de kortere maximale WW-duur, de herinvoering van de sollicitatieplicht voor ouderen en de aanscherping van de richtlijn Passende arbeid. Naast de werklozen zelf zijn werkgevers en de uitkeringsinstantie als actoren betrokken bij uitstroom uit de WW. Een werkgever kan een werkloze in dienst nemen en de uitkeringsinstantie stimuleert werklozen om nieuw werk te vinden en helpt hen daar in zekere mate bij. Op het gedrag van de uitkeringsinstantie hebben deze wetswijzigingen echter geen invloed.

De baanzoektheorie (Mortensen, 1986) wordt vaak gebruikt om het gedrag van werklozen op de arbeidsmarkt te verklaren. Deze theorie zegt dat mensen bepaalde minimumeisen voor zichzelf hanteren waaraan zij vinden dat een baan moet voldoen (salaris, overige arbeidsvoorwaarden, inhoudelijke baankenmerken, reistijd en dergelijke). Dit is de zogenoemde 'reserveringsbaan'. Op basis van hun ervaring met sollicitaties stellen werklozen hun 'pakket van eisen' mogelijk bij. Als het einde van de WW-duur in zicht komt gaan ze hun eisen (verder) verlagen, omdat het vooruitzicht van bijstand of helemaal geen inkomen veelal minder aantrekkelijk is dan het hebben van een baan met een wat lager salaris of een inhoudelijk wat minder goed passende baan. De verwachting is dan ook dat het verkorten van de maximale WW-duur, en dus de zoektijd, leidt tot een snellere uitstroom uit de WW naar werk, maar dat de kwaliteit van de baan lager zal zijn (lager salaris, kleinere aanstelling, minder vaak een vaste baan) dan toen werklozen een langere tijd hadden om te zoeken. Ook de inkomstenverrekening waarop een werkloze na een jaar werkloosheid recht heeft, zal maken dat een lager betaalde baan voor hem eerder acceptabel wordt. Of een werkloze ook echt sneller zal uitstromen naar werk is afhankelijk van de werkgever. Deze bepaalt wie hij aanneemt voor een vacature.

Voor het selectiegedrag van een werkgever biedt het baancompetitiemodel (gebaseerd op de *labor queue theory* van Thurow, 1975) een verklaring. Volgens dit

model rangschikken werkgevers kandidaten voor een functie in volgorde van aantrekkelijkheid. Een kandidaat is aantrekkelijker naarmate zijn (vermeende) productiviteit hoger is. Een werkgever schat de productiviteit van een sollicitant in op basis van waarneembare kenmerken zoals leeftijd, opleiding, eerdere functies en ook werkloosheidsduur. Werkloosheid duidt op een lagere productiviteit en (bij langere duur) op verouderde kennis en vaardigheden. Als deze duur gemiddeld korter wordt (omdat het maximale recht korter wordt) zal een werkloze kandidaat gemiddeld wel iets aantrekkelijker worden, maar vaak nog niet vooraan staan in de rij.

Voor de werknemers die bij instroom in de WW 57,5 jaar en ouder waren geldt dat in augustus 2003 eerst de vervoluitkering werd afgeschaft en dat ruim vier maanden later de plicht om te solliciteren werd ingevoerd. Het afschaffen van de vervoluitkering maakte voor deze groep werklozen dat zij niet meer automatisch tot hun pensioen recht hadden op WW. Het vooruitzicht van een lager inkomen na het einde van het WW-recht zal maken dat men zich harder inspant om werk te vinden. Een deel van deze groep zal dat echter niet doen: enerzijds omdat men weet dat de kans op het vinden van een betaalde baan op die leeftijd klein is, maar daarnaast zal men dit niet doen als de pensioendatum dichtbij is, men vermogen heeft of een voldoende verdienende partner om de periode tot het pensioen te overbruggen. De baten van solliciteren wegen dan niet op tegen de kosten. De verwachting is dat de uitstroom naar werk pas echt stijgt op het moment dat de sollicitatieplicht weer werd ingevoerd.

De wijziging voor werklozen met een hbo- of wo-opleiding dat na 1 jaar werkloosheid alle arbeid passend is in plaats van na 18 respectievelijk 24 maanden, betekent dat werklozen eerder op een lager niveau (qua inhoud en salaris) moeten gaan solliciteren en op banen met een grotere reisafstand. Dit is niet aantrekkelijk voor de werkloze zelf, want hij zou dan een baan krijgen die niet goed past bij de reserveringsbaan. Bovendien heeft een werkloze alleen als plicht vier maal per vier weken een 'sollicitatieactiviteit te verrichten'.⁸ Hij kan ervoor kiezen dit op zijn eigen opleidingsniveau te blijven doen. Wanneer de werkloze na een langere periode van werkloosheid zijn reserveringsbaan of -loon naar beneden heeft bijgesteld, wordt het voor hem wel aantrekkelijk om op een lagere baan te solliciteren. Dit moment wordt echter niet bepaald door de wet (swijziging), maar door de ervaringen c.q. afwijzingen die de werkloze in zijn zoektocht naar een baan heeft gehad. Daar komt bij dat als hij wel op een baan solliciteert beneden zijn niveau, hij deze nog niet heeft. De werkgever beslist over het aannemen van een sollicitant. De werkgever wordt niet beïnvloed door deze wetwijziging noch door de inkomstenverrekening. Hij zal kiezen voor de voor hem aantrekkelijkste kandidaat en dat zijn veeleer kandidaten die qua opleidingsniveau aansluiten bij de vacature dan werklozen die onder hun niveau solliciteren. De inkomstenverrekening maakt een lager betaalde baan voor de werkloze aantrekkelijker. Hij zal vaker op dergelijke banen solliciteren.

Samengevat luiden de hypothesen:

- 1 De afschaffing van de vervoluitkering vergroot de kans op uitstroom uit de WW, zowel de totale uitstroom als de uitstroom naar werk. Daarnaast vergroot de afschaffing van de vervoluitkering de kans op herhalingswerk-

- loosheid en op een kwalitatief slechtere baan ten opzichte van de baan voorafgaand aan werkloosheid.
- 2 Voor werklozen die bij instroom in de WW 57,5 jaar of ouder zijn vergroot de afschaffing van de vervolgitkering alleen de totale uitstroomkans en die naar bijstand en/of geen inkomen. Pas na (her)invoering van de sollicitatieplicht is er ook een grotere kans op uitstroom naar werk.
 - 3 De verkorting van de maximale WW-duur vergroot de kans op uitstroom uit de WW, zowel de totale uitstroom als de uitstroom naar werk. Daarnaast vergroot de verkorting van de maximale WW-duur de kans op herhalingswerkloosheid en op een kwalitatief slechtere baan ten opzichte van de baan voorafgaand aan de werkloosheid.
 - 4 De aanpassing van de richtlijn Passende arbeid voor academici en hbo'ers heeft geen effect op de uitstroom van hogeropgeleiden.
 - 5 Inkomstenverrekening vergroot de kans op uitstroom naar betaald werk en op een kwalitatief slechtere baan ten opzichte van de baan voorafgaand aan de werkloosheid.

Onderzoeksopzet

Microdata

Voor de analyses is gebruikgemaakt van microdata van het CBS⁹: gegevens op persoonsniveau van alle Nederlanders, afkomstig uit verschillende registraties, die vanaf 1999 via een versleuteld burgerservicenummer aan elkaar gekoppeld kunnen worden.

Dit maakt het mogelijk gegevens over personen in de WW (die het CBS ontvangt van het UWV) te koppelen aan andere gegevens van deze personen die niet in het UWV-bestand zitten, zoals opleidingsniveau en kenmerken van banen die men voor en na de WW heeft gehad.

Operationalisering

De te verklaren variabelen betreffen uitstroom uit de WW, de kans op herhalingswerkloosheid en de kwaliteit van de eerste baan na de WW.

Bij uitstroom is onderscheid gemaakt in:

- 1 uitstroom uit de WW ongeacht waarnaartoe;
- 2 uitstroom naar betaald werk (als werknemer of zelfstandige, zonder aanvullende uitkering);
- 3 gedeeltelijke uitstroom naar betaald werk; bij iedereen die dit na meer dan 1 jaar WW deed is dit na 1 juli 2009 beschouwd als werk + inkomstenverrekening, en tot die datum als werk + urenverrekening (de oude regeling);
- 4 uitstroom naar bijstand (eventueel in combinatie met een andere uitkering);
- 5 uitstroom naar geen inkomen (veelal in situaties waarin men geen recht heeft op bijstand vanwege het inkomen van de partner of aanwezig vermogen).

Bij de kans om opnieuw in de WW te komen (nadat men vanuit de WW aan het werk is gegaan) zijn drie varianten geanalyseerd:

- De kans om na *minder dan* een jaar opnieuw in de WW te komen. Hier vallen de jaarcontracten buiten; het zal relatief vaak om seizoenswerkloosheid gaan.
- De kans om na *maximaal* een jaar opnieuw in de WW te komen. Dit is inclusief jaarcontracten.
- De kans om na *maximaal twee* jaar opnieuw in de WW te komen. Dit is een ruimere variant waarin zichtbaar kan worden of er ook buiten de seizoenscontracten en de jaarcontracten arbeidscontracten zijn die sneller beëindigd worden bij werkenden die onder de nieuwe wetgeving aan het werk zijn gegaan na de WW.

Bij de (verandering in de) kwaliteit van de nieuwe baan is gekeken naar:

- De kans op een lager loon. Dit is een dummyvariabele met waarde 1 als het uurloon van de nieuwe baan, gecorrigeerd voor inflatie, maximaal 95% is van het uurloon van de baan die iemand had voor hij in de WW kwam is. De waarde is 0 als het uurloon van de nieuwe baan, gecorrigeerd voor inflatie, minimaal 99% is van het uurloon van de baan die iemand had voor hij in de WW kwam.
- De verandering in type aanstelling: de kans om van een niet-flexibel (vast of tijdelijk¹⁰) naar een flexibel (oproep- of uitzendcontract) te veranderen.
- De kans op een kleiner contract (minder fte). Analoog aan de kans op een lager loon: Dit is een dummyvariabele met waarde 1 als het aantal fte van de nieuwe baan maximaal 95% is van het aantal fte van de baan die iemand had voor hij in de WW kwam is. De waarde is 0 als het aantal fte van de nieuwe baan minimaal 99% is van het uurloon van de baan die iemand had voor hij in de WW kwam.

Verklarende en controlevariabelen

Om het effect van de wetswijzigingen te toetsen is per wetswijziging een dummyvariabele gemaakt. Deze heeft de waarde 1 bij alle werklozen die hooguit 1 jaar vóór de wetswijziging in de WW kwamen en de waarde 2 bij iedereen die hooguit 1 jaar ná de wetswijziging in de WW kwam.¹¹

De invoering van de inkomstenverrekening is op 1 juli 2009 voor iedereen van toepassing geworden die langer dan een jaar WW ontving, niet alleen voor 'nieuwe gevallen'. Hier heeft de dummy de waarde 1 voor alle WW-perioden die het jaar voorafgaand aan de invoering langer dan 1 jaar duurden en de waarde 2 voor alle WW-perioden die het jaar na de invoering langer dan 1 jaar duurden. Naast de wetswijzigingen zijn als controlevariabelen een aantal individuele kenmerken opgenomen: sekse, leeftijd, opleidingsniveau, sector waarin iemand werkzaam was voor instroom in de WW, duur van de werkloosheid en de economische groei bij instroom.¹² Daarnaast zijn enkele tijdkenmerken opgenomen: de vacaturegraad en als dummyvariabelen de kalenderjaren (om te corrigeren voor allerlei sociaaleconomische ontwikkelingen die mogelijk van invloed zijn geweest op de uitstroom uit de WW). Bij de analyse van het effect van de

richtlijn Passende arbeid is gecorrigeerd voor recht op inkomstenverrekening en omgekeerd.

Analyses

De kans op de verschillende vormen van uitstroom zijn geanalyseerd in een duuranalyse. Hierin wordt de WW-duur tot aan uitstroom gemodelleerd, waarbij er rekening wordt gehouden met het feit dat niet iedereen is uitgestroomd uit de WW op het moment waarop de onderzochte tijdsperiode eindigt (31 december 2014). Vanwege de samenhang tussen tijdafhankelijke factoren (WW-duur, cohort (voor of na de wetswijziging) en kalenderjaar) is de WW-duur in dummyvariabelen van 6 maanden opgesplitst en het kalenderjaar in dummy's per jaar. Daarnaast is als restrictie (*constraint*) opgelegd aan de jaardummy's dat het effect ervan niet gecorreleerd mag zijn met de tijdtrend.¹³ Op deze manier worden tijdtrends in uitstroom, in de kans op herhalingswerkloosheid en in kwaliteitsveranderingen in de nieuwe baan toegeschreven aan de wetswijzigingen. Omdat dit mogelijk tot een overschatting van het effect van de wetswijzigingen leidt (tijdtrends kunnen los van een wetswijziging staan¹⁴) zijn ter controle de analyses herhaald met vijf fictieve wetswijzigingen. Daartoe zijn, net als voor de echte wetswijzigingen in 2003, 2006 en 2008, rond een datum in 2001, 2002, 2004, 2007 en 2009 eveneens twee groepen gemaakt die tot maximaal een jaar voor respectievelijk tot maximaal een jaar na die datum instroomden in de WW, terwijl op die datum geen verandering in de WW plaatsvond. De grootte van het effect van deze dummyvariabelen is vergeleken met de grootte van het effect van de dummyvariabelen voor de echte wetswijzigingen in 2003, 2006 en 2008. Bij de aanpassing van de richtlijn Passende arbeid in 2008 (voor werklozen met minimaal een hbo-opleiding) is ter controle tevens de analyse bij de werklozen met een lagere opleiding dan hbo gedaan.

Resultaten¹⁵

Uitstroom

In Tabel 1 staan de effecten van de wetswijzigingen samengevat.¹⁶ In de bovenste regels staan de effecten van de echte wetswijzigingen en in de regels eronder die van de fictieve wetswijzigingen.

In de eerste plaats valt op dat bijna alle waarden groter zijn dan 1. Een waarde groter dan 1 betekent dat de uitstroomkans groter is voor het cohort dat na de datum van een (echte of een fictieve) wetswijziging in de WW is gekomen.

Ten tweede blijkt dat de waarden alleen bij de afschaffing van de vervolgitkering hoger zijn dan bij de fictieve wetswijzigingen. Dat betekent dat alleen de afschaffing van de vervolgitkering tot een grotere uitstroomkans heeft geleid; de toename in uitstroom na de duurverkorting in 2006 is niet groter dan de toename in uitstroom op willekeurige andere momenten in de tijd.

De afschaffing van de vervolgitkering gaat samen met een toename van alle vormen van uitstroom. De reductie in aantal maanden WW-recht was in 2003 dan ook aanzienlijk. De totale uitstroom steeg met 16% en die naar werk met 14%. De uitstroom naar bijstand steeg met 77% en naar geen inkomen met 92%. Deze uitstroomkansen zijn echter een stuk kleiner dan de kans op uitstroom

naar werk, waardoor de stijgingspercentages spectaculairder lijken dan ze zijn. Ter verduidelijking staan in Tabel 2 de gemiddelde maandelijkse uitstroomkansen voor en na de afschaffing van de vervolgitkering weergegeven. De kans na de wetswijziging is berekend door de kans voor de wetswijziging te vermenigvuldigen met de toename zoals weergegeven in Tabel 1. De totale kans op uitstroom uit de WW steeg van 7,8% naar 9,0% (1,16*7,8%). Dit betekent een daling van de gemiddelde verblijfsduur in de WW van 12,8 maanden naar 11,1 maand. De uitstroomkans naar betaald werk steeg met 0,7 procentpunt, terwijl die naar bijstand en geen inkomen elk met 0,2 procentpunt stegen. Dit houdt in dat op elke 70 extra werklozen die naar werk uitstromen er 40 meer uitstromen naar bijstand of geen inkomen. Omdat de meeste fictieve wetswijzigingen ook een licht positief effect hebben, geldt voor al deze uitkomsten dat zij niet geheel aan de afschaffing van de vervolgitkering kunnen worden toegeschreven, maar ook een tijdeffect bevatten.

Tabel 1 Effecten van verkorting WW-duur op de uitstroomkansen ($exp(B)$)^{a, b}

	Totale uitstroom	Naar werk	Naar bijstand	Naar geen inkomen
Afschaffing vervolgitkering 2003	1,16	1,14	1,77	1,92
Verkorting duur 2006	1,03	1,02	1,35	1,33
Fictief 2001	1,09	1,07	1,21	1,17
Fictief 2002	1,06	1,07	n.s.	n.s.
Fictief 2004	n.s.	1,01	0,75	1,08
Fictief 2007	0,98	0,97	1,43	1,31
Fictief 2009	1,01	0,97	1,31	1,60

^a $p < ,01$, tenzij anders vermeld; n.s.= niet significant

^b Elke regel is een aparte analyse.

Bron: CBS

Tabel 2 Maandelijkse uitstroomkansen voor en na de afschaffing van de vervolgitkering (in %)

	Totale uitstroom	Naar werk	Naar bijstand	Naar geen inkomen
Kans vóór wetswijziging	7,8	4,7	0,3	0,2
Kans na wetswijziging	9,0	5,4	0,5	0,4

Bron: CBS

Voor werklozen die ouder waren dan 57,5 jaar bij instroom in de WW betekende de afschaffing van de vervolgitkering dat zij niet meer tot aan de pensioenge-rechtigde leeftijd een uitkering konden ontvangen. Pas 4,5 maand na de afschaffing van de vervolgitkering werd ook de sollicitatieplicht voor deze groep weer ingevoerd. Om het effect van deze opeenvolgende wetswijzigingen te bekijken zijn drie groepen gemaakt: een groep (1) die instroomde in de WW maximaal een jaar voor het afschaffen van de vervolgitkering (op 11 augustus

2003), een groep (2) die instroomde tussen 1 september 2003 en 31 december 2003 (deze groep had geen recht meer op een vervolguitering maar had ook geen sollicitatieplicht) en een groep (3) die instroomde tot maximaal een jaar na de invoering van de sollicitatieplicht (per 1 januari 2004). Vervolgens zijn groep 1 en 2 als dummyvariabele in de analyse opgenomen, analoog aan de analyses uit Tabel 1, en daarna ook groep 1 en groep 3. De waarden van deze dummyvariabelen staan in Tabel 3.

Zoals verwacht stijgt de uitstroomkans na het afschaffen van de vervolguitering (met 11%). Deze uitstroom lijkt met name naar uitstroom zonder inkomen te gaan (stijging van 118%, hetgeen inhoudt van 0,1% naar 0,22% per maand); de uitstroom naar betaald werk verandert niet. Op het moment dat de sollicitatieplicht wordt ingevoerd, neemt de uitstroom naar werk wel licht toe (met 11%), terwijl de uitstroom naar geen inkomen minder sterk stijgt. Een deel van de uitstroom naar geen inkomen lijkt dus te veranderen in uitstroom naar betaald werk. Omdat de uitstroomkans naar werk maar erg klein was (1%), is deze toename (naar 1,1%) van weinig betekenis: op elke 1000 oudere uitstromers stromen er geen 10 maar 11 uit naar betaald werk.

Tabel 3 *Effecten van afschaffing van de vervolguitering en invoering van de sollicitatieplicht op de uitstroomkans van werklozen > 57,5 jaar bij instroom (exp(B))^{a, b}*

	Totale uitstroom	Naar werk	Naar bijstand	Naar geen inkomen
Groep 1 vs 2	1,11	n.s.	n.s.	2,18
Groep 1 vs 3	1,14	1,11	n.s.	1,68

^a $p < ,01$, tenzij anders vermeld; n.s.= niet significant

^b Elke regel is een aparte analyse

Bron: CBS

De verandering in de uitstroomkans bij de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 stijgt zoals gezegd niet uit boven de veranderingen die zichtbaar zijn in de jaren eromheen. Dit duidt erop dat er geen effect is van deze wetswijziging voor de totale groep WW-ontvangers. Omdat de reductie in WW-recht vooral sterk was voor mensen met een lang arbeidsverleden, is de analyse apart gedaan voor ouderen (ouder dan 55 jaar bij instroom in de WW).

In Tabel 4 is te zien dat er onder 55-plussers wel sprake is van een toename in de totale uitstroom die hoger is dan bij de fictieve wetswijzigingen (20% versus maximaal 12%). De met de wetswijziging samenhangende toename in uitstroom lijkt vooral richting bijstand en geen inkomen te zijn: de toename in uitstroom naar betaald werk is weliswaar groter dan bij vier van de vijf fictieve wetswijzigingen, maar kleiner dan rondom de fictieve datum in 2002. Bij de toename in uitstroom naar bijstand en naar geen inkomen gaat het echter om relatief kleine absolute aantallen aangezien de uitstroom naar bijstand en geen inkomen onder 55-plussers erg klein is.¹⁷ Uit de berekening in Tabel 5 blijkt dat de totale uitstroom stijgt van 4,1% naar 4,9%. Dit betekent dat de gemiddelde verblijfsduur in de WW afneemt met vier maanden (van 24,4 naar 20,4 maanden). De uit-

stroomkans naar betaald werk steeg met 0,2 procentpunt, terwijl die naar bijstand en geen inkomen samen (1,5%) bijna evenveel steeg. Anders gezegd: op elke 40 55-plussers die extra uitstromen naar werk stomen er 10 extra uit naar bijstand en 20 naar geen inkomen.

Tabel 4 *Effect verkorting WW-duur 2006 op uitstroomkans (exp(B)) bij 55-plussers^{a, b}*

	Totale uitstroom	Naar werk	Naar bijstand	Naar geen inkomen
Verkortings duur 2006	1,20	1,12	1,90	1,86
Fictief 2001	1,11	1,08	n.s.	n.s.
Fictief 2002	1,12	1,19	n.s.	n.s.
Fictief 2004	1,03	1,04	n.s.	n.s.
Fictief 2007	1,04	1,03	1,72	1,48
Fictief 2009	0,94	0,84	1,77	1,77

a $p < ,01$, tenzij anders vermeld; n.s. = niet significant

b Elke regel is een aparte analyse.

Bron: CBS

Tabel 5 *Maandelijks uitstroomkans voor en na de verkorting van de maximale WW-duur, bij 55-plussers (in %)*

	Totale uitstroom	Naar werk	Naar bijstand	Naar geen inkomen
Kans vóór wetswijziging	4,1	1,6	0,05	0,1
Kans na wetswijziging	4,9	1,8	0,1	0,2

Bron: CBS

De aanpassing van de richtlijn Passende arbeid blijkt geen effect te hebben op de uitstroomkans naar werk. Het effect van de invoering van inkomstenverrekening is wel statistisch significant, maar het effect van enkele fictieve datums van wijziging is even groot, hetgeen maakt dat het effect niet aan de wetswijziging kan worden toegeschreven.

Opnieuw in de WW

Ongeacht of de uitstroomkans sinds een wetswijziging vergroot is, kan de kans om vanuit de baan na de WW opnieuw in de WW te komen, samenhangen met de wetswijziging. Bijvoorbeeld omdat men na de wetswijziging onder de druk van een eerder eindigend recht op WW of het sneller moeten aanvaarden van een baan op lager niveau in een minder goede of minder goed passende baan is gaan werken.

Voor alle drie de wetswijzigingen geldt dat de werklozen die onder het nieuwe regime vallen en die weer aan het werk zijn gegaan een grotere kans hebben om weer in de WW te komen dan degenen die onder het oude regime vielen en weer een baan hebben gevonden. Maar dit geldt ook bij fictieve datums van

wetswijzigingen, soms zelfs nog in sterkere mate dan bij de echte wetswijzigingen. Er lijkt dus weer sprake van een tijdeffect: naarmate men later in de WW komt en weer werkt vindt, is de kans om opnieuw in de WW te komen groter. Dit zou kunnen komen doordat werkenden in het afgelopen decennium steeds vaker een tijdelijk contract krijgen (deze informatie zit, zoals gezegd, niet in de dataset).

Kwaliteit van de nieuwe baan

Een bewijs voor lager uurloon, een kleiner contract of meer kans op een flexibel contract als gevolg van een van de drie wetswijzigingen wordt evenmin gevonden. De statistisch deels wel significante effecten zijn ook hier in dezelfde orde van grootte als de effecten van de fictieve wetswijzigingen.

Conclusie

De centrale vraag was in hoeverre drie wetswijzigingen in de WW de beoogde doelen van volumereductie en activering hebben gerealiseerd. In de analyses worden deze effecten maar zeer beperkt (of niet) gevonden. Alleen bij sterke reductie van WW-duur neemt de gemiddelde WW-duur af en de uitstroom naar werk toe. Ook neemt de uitstroom naar bijstand en naar 'geen inkomen' toe, maar deze is minder dan de toename in uitstroom naar werk. Negatieve neven-effecten in de vorm van een grotere kans op herhalingswerkloosheid of een slechtere kwaliteit van de nieuwe baan blijken niet.

De afschaffing van de vervolgitkering leidde zowel tot een volumereductie als tot een snellere uitstroom naar werk. De verkorting van het WW-recht was dan ook fors: voor mensen met een arbeidsverleden van minder dan 25 jaar werd het recht meer dan gehalveerd. Toch was er maar een beperkte reductie in gemiddelde WW-duur, waarschijnlijk mede doordat 80% van de WW'ers al binnen een jaar uitstroomt. De vervolgitkering was bovendien slechts op bijstandsniveau, hetgeen mogelijk al een prikkel vormde voor werklozen om vóór het moment dat de vervolgitkering inging uit te stromen. Bij werklozen die bij instroom in de WW 57,5 jaar of ouder waren, werd een snellere uitstroom naar werk pas bereikt na de herinvoering van de sollicitatieplicht vier maanden later.

De verkorting van de WW-duur in 2006 heeft alleen bij ouderen, voor wie de reductie het sterkst was, geleid tot een snellere uitstroom (totaal en naar werk). De Groot en Van der Klaauw (2014) vonden wel een (zeer bescheiden) effect van de verkorting van de maximale WW-duur in 2006 voor alle werklozen. Zij hebben echter een andere operationalisering gekozen door per individu het verschil in het aantal maanden WW-recht te berekenen tussen het oude en het nieuwe regime. Een kleine groep kreeg onder de nieuwe wet langer recht op WW of behield dezelfde rechten, hetgeen het verschil in uitkomst mede kan verklaren: duurverkorting heeft effect, maar deze wetswijziging, waarin niet voor iedereen de duur werd verkort, heeft geen effect.

Voor de 55-plussers is de gevonden stijging van de uitstroomkans naar werk (12%) aanzienlijk groter dan de stijging die Koning en Raterink (2013) vonden bij deze leeftijdsgroep (5% bij mannen en 3% bij vrouwen). Dit kan te maken hebben met de inperking van de cohorten in ons onderzoek. Wij hebben ervoor gekozen om alleen te kijken naar de groep werklozen die in de WW kwam

maximaal 1 jaar voor tot maximaal 1 jaar na de wetswijziging, omdat het opnemen van alle instromers in de periode 1999-2014 leidde tot soms onlogische uitkomsten (die waarschijnlijk mede veroorzaakt werden doordat er allerlei tijdeffecten een rol spelen wanneer de instroomperiode 16 jaren beslaat). Los daarvan waren in de analyse met de uitgebreidere instroomperiode de effecten van de wetswijzigingen structureel lager dan bij de 'krappere' cohorten die uiteindelijk in de analyse zijn opgenomen.

De aanscherping van de richtlijn Passende Arbeid heeft niet geleid tot een grotere arbeidsparticipatie. De oorzaken hiervoor zijn deels al genoemd: werklozen hebben weliswaar de plicht om na een half jaar een baan op een lager niveau te *accepteren*, maar niet om een baan op een lager niveau te *zoeken*. Zij hebben slechts de plicht per vier weken vier sollicitatieactiviteiten te verrichten. En daarnaast is het uiteindelijk de werkgever die beslist over het aannemen van een nieuwe werknemer. Die staat vaak niet te springen om een te hoog gekwalificeerde werknemer aan te nemen, omdat de kans groot is dat deze vertrekt zodra hij een baan op het eigen niveau kan krijgen. Ten slotte kan meespelen dat er feitelijk niet zo veel wijzigde voor de hogeropgeleiden: vóór de aanpassing moesten zij ook na een jaar al onder hun opleidingsniveau solliciteren; wo'ers tot op mbo-niveau en hbo'ers tot op vmbo-niveau. De verplichting om ook banen zonder kwalificatie-eisen te accepteren voegt niet zo veel toe.

Ook het recht op inkomstenverrekening heeft niet gemaakt dat werklozen die langer dan een jaar werkloos waren, eerder een lager betaalde baan accepteerden dan voor de invoering ervan. Hier kan meegespeeld hebben dat de maatregel wellicht onbekend en onduidelijk was. Uit interviews met werkadviseurs van het UWV die ook in het kader van dit onderzoek zijn gehouden, bleek dat de inkomstenverrekening pas sinds 2015 (toen het recht hierop al vanaf de eerste maand werkloosheid ging gelden) actief werd uitgelegd en onder de aandacht werd gebracht, en dat er desondanks de eerste jaren veel onduidelijkheid en koudwatervrees bleef bestaan bij werklozen.

Tot slot speelt ook de wijze van operationaliseren en analyseren een rol bij de gevonden effecten. Aan het punt van de samenhang tussen factoren die veranderen (toenemen) gedurende de tijd (cohort, leeftijd, WW-duur, kalendertijd) is zo goed mogelijk tegemoetgekomen door het opnemen van dummyvariabelen voor WW-duur en kalenderjaren, en door de restricties die zijn opgelegd aan het kalenderjaar. Uit diverse controle-analyses bleek bovendien dat andere manieren van analyseren (geen restricties, geen dummy's maar een continue variabele en dergelijke) niet tot wezenlijk andere resultaten leidden; de uitkomsten bleken vrij robuust.

Samengevat luidt de conclusie dat alleen *sterke* reductie van *lange* WW-rechten enigszins activerend werkt en dat het verder oprekken van het begrip passende arbeid noch volumebeperkend noch activerend is. De lange WW-rechten zijn na invoering van de WWZ inmiddels verleden tijd. En het is de vraag of bij (sterke) reductie van kortere WW-rechten er geen ongunstige neveneffecten optreden als een sterke uitstroom naar de bijstand. Voor een meer activerende WW lijken dan ook andere middelen nodig dan duurverkorting en het oprekken van het begrip passende arbeid. De inkomstenverrekening kan zich alsnog bewijzen bij de evaluatie van de Wet werk en zekerheid.

Noten

- 1 Een overzicht van de effecten van alle volumebeperkende en/of activerende wetswijzigingen sinds 1987 verschijnt medio 2019 in eindrapportage van dit onderzoek op instituutgak.nl.
- 2 Werkloze wordt in dit artikel met 'hij' aangeduid, maar ook de vrouwelijke werkloze wordt hier bedoeld.
- 3 Kamerstukken II, 1994/1995, 23 985, nr. 3, p.5.
- 4 Kamerstukken II, 2003/2004, 29 268, nr. 3, p.2.
- 5 Kamerstukken II, 2008/2009, 31 767, nr. 3.
- 6 Het tijdelijke effect bestond uit de tijdelijk hogere uitstroom die ontstond door het gedurende enkele jaren tegelijkertijd uitstromen van werklozen die onder het nieuwe recht de maximumduur van 38 maanden bereikten en werklozen die nog onder het oude recht meer dan 38 maanden recht hadden op WW.
- 7 Daarnaast zorgden de WWB voor 0,2 procentpunt daling van de doorstroom, de IOW voor 0,1% daling en de groei van de voor WW verzekerde populatie voor 0,2 procentpunt stijging. Het effect van de afschaffing van de vervolgitkering was niet goed vast te stellen, omdat het na 2007 niet meer waar was te nemen. Op grond hiervan werd het effect van de afschaffing van de vervolgitkering door het UWV als 'klein' ingeschat. Geredeneerd wordt dat deze wetswijziging vooral geleid heeft tot minder ontslag van werknemers van 57,5 jaar en ouder. Zij hadden 3,5 jaar recht op een vervolgitkering. Als zij na 5 jaar WW waren doorgestroomd naar de bijstand dan had dat in 2008 nog zichtbaar moeten zijn.
- 8 Dit kan ook een andere activiteit zijn die erop gericht is de kans op een baan te vergroten, zoals een netwerkgesprek voeren, cv plaatsen op een vacaturewebsite of een workshop volgen over werk zoeken. Bron: www.uwv.nl/particulieren/werkloos/uw-rechten-en-plichten/detail/plichten-met-ww-uitkering/solliciteer-actief-naar-passend-werk/wat-geldt-als-sollicitatie.
- 9 Deze niet-openbare microdata zijn onder voorwaarden voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek toegankelijk.
- 10 Het was niet mogelijk onderscheid te maken tussen vaste en tijdelijke contracten.
- 11 Ook zijn analyses gedaan waarbij iedereen die tussen 1 januari 1999 en 1 januari 2015 is ingestroomd in de WW is ingedeeld in de voor- of de na-groep van een wetswijziging, maar deze analyses leverden soms onlogische uitkomsten op die waarschijnlijk mede veroorzaakt werden door de vele tijdseffecten die een rol spelen in een periode die 16 jaren beslaat.
- 12 Dit is een variabele die iets kan zeggen over de persoon: mensen die ten tijde van economische groei worden ontslagen zijn mogelijk mensen die zelf de oorzaak van hun ontslag zijn, terwijl er tijdens economisch slechte tijden grote groepen mensen worden ontslagen, waar veel goede en kansrijke werknemers tussen zullen zitten.
- 13 Analooq aan Koning en Raterink (2013).
- 14 Zo vond Hilbers (2015) dat het loon van WW'ers die in 2012 of 2013 weer een baan vonden gemiddeld 5% lager was dan dat van de baan vóór werkloosheid, terwijl er in die periode geen wijzigingen in de WW waren.
- 15 Resultaten gebaseerd op eigen berekeningen op basis van niet-openbare microdata van het Centraal Bureau voor de Statistiek. Deze microdata zijn onder voorwaarden voor statistisch en wetenschappelijk onderzoek toegankelijk.
- 16 Uitkomsten volledige modellen op aanvraag verkrijgbaar bij de auteur.
- 17 Naar bijstand gemiddeld circa 150 per jaar en naar geen inkomen 200 per jaar voor beide cohorten samen.

Literatuur

De Groot, N., & Van der Klaauw, B. (2014). *The effects of reducing the entitlement period to unemployment insurance benefits*. IZA DP No. 8336.

- Hilbers, P. (2015). *Loon voor en na de WW*, UWV. Geraadpleegd op www.werk.nl/xpsimage/wdo214276
- Kenniscentrum UWV. (2012). *Kennismemo 12-01 Doorstroom van WW naar bijstand 2001-2012*. Geraadpleegd op <https://www.uwv.nl/overuwv/Images/KM12-01%20Doorstroom%20van%20WW%20naar%20Bijstand%202001-2012.pdf>
- Koning, P., & Raterink, M. (2013). Re-employment rates of older unemployed workers: Decomposing the effect of birth cohorts and policy changes. *De Economist*, 161(3), 331-348. doi: 10.1007/s10645-013-9208-2
- Lalive, R., & Zweimüller, J. (2004). Benefit entitlement and unemployment duration: The role of policy endogeneity. *Journal of Public Economics*, 88, 2587-2616.
- Mortensen, D. (1986). Job search and labor market analysis. In O. Ashenfelter & R. Layard (Eds.), *Handbook of Labor Economics, Volume 2* (pp. 849-919). Amsterdam: Elsevier.
- Schmieder, J., Von Wachter, T., & Bender, S. (2013). *The causal effect of unemployment duration on wages: evidence from unemployment insurance extensions*. NBER Working Paper, 19772.
- Thurow, L. (1975). *Generating inequality*. New York: Basic Books.
- Van Ours, J., & Vodopivec, M. (2006). How shortening the potential duration of unemployment benefits affects the duration of unemployment: Evidence from a natural experiment. *Journal of Labor Economics*, 24, 351-378.