



TPEdigitaal
Jaargang 7 nr. 1
Maart 2013

Thema: Inkomensongelijkheid

Inleiding: Inkomensverhoudingen.....	1
<i>Koen Caminada</i>	
Ondergraaft inkomensongelijkheid solidariteit?	7
<i>Marii Paskov en Caroline Dewilde</i>	
Het karige bestaan: een kwart eeuw armoede in Nederland.....	27
<i>Cok Vrooman en Jean Marie Wildeboer Schut</i>	
Herverdeling door pensioenregelingen: een integrale analyse van de AOW en de aanvullende pensioenen	51
<i>Jan Bonenkamp en Harry ter Rele</i>	
Inkomen, herverdeling en huishoudvorming 1977–2011: 35 jaar onge- lijkeidsgroei in Nederland	66
<i>Wiemer Salverda</i>	
Sociaal beleid en inkomensongelijkheid	95
<i>Marloes de Graaf-Zijl en Tahnee Ooms</i>	
Topinkomensgroei als macrofenomeen	119
<i>Jasper Lukkezen en Bas Straathof</i>	
Inkomensongelijkheid gedurende de levensloop	140
<i>Marcel Lever en Rob Waaijers</i>	

TPEdigitaal is een uitgave van de Stichting TPEdigitaal te Amsterdam.
ISSN: 1875-8797

Colofon

Het tijdschrift TPEdigitaal verschijnt vier maal per jaar en wordt uitgegeven door de onafhankelijke stichting TPEdigitaal te Amsterdam onder ISSN 1875-8797.

Redactie

dr. M. de Graaf - Zijl
dr. D.A. Hollanders
drs. A. Houkes
drs. J.F.M. de Jong
prof. dr. P.W.C. Koning
dr. A.M. Onderstal
dr. L.A.W. Tieben

Redactieadres

redactie/tpedigitaal.nl (NB, u dient zelf de schuine streep te vervangen door een apenstaartje in het adresveld van uw e-mail programma)

Wetenschappelijke adviesraad

dr. P.A. Boot
prof. dr. H.P. van Dalen
prof. dr. P.A. Gautier
dr. G.M.M. Gelauff
prof. dr. L.H. Hoogduin

Bureauredactie

J.L. Verbruggen

Foto website

F. van der Hoeven

Uitgever

Stichting TPEdigitaal
p/a Amstelveenseweg 1056
1081 JV Amsterdam

Inleiding: Inkomensverhoudingen

Koen Caminada

Dit nummer van TPEdigitaal brengt berichten van het inkomensfront. Nu het kabinet Rutte-Asscher voor de opgave staat om miljarden euro aan bezuinigingen door te voeren, vrezen velen voor hun inkomen. Het kabinet heeft de discussie over inkomens(her)verdeling op de agenda geplaatst.

De Nederlandse inkomensongelijkheid is in de naoorlogse periode fors afgenomen. Zo lieten Pen en Tinbergen in *Naar een rechtvaardige inkomensverdeling* (1977) aan de hand van vierentwintig indicatoren zien dat de inkomensongelijkheid in Nederland in de veertig voorafgaande jaren ongeveer was gehalveerd. De ongelijkheid daalde verder tot in de eerste helft van de jaren tachtig van de vorige eeuw. Vervolgens steeg de ongelijkheid tot begin jaren negentig. Nadien is de inkomensongelijkheid vrij stabiel. Deels loopt de ontwikkeling van de inkomensverdeling parallel met ontwikkelingen in het stelsel van sociale zekerheid en inkomensbescherming. In de tweede helft van de 20e eeuw is een uitgebreid stelsel van sociale zekerheid opgebouwd. Het gaat daarbij om een scala van regelingen dat er primair op is gericht huishoudens en personen te beschermen tegen de risico's van inkomensderving en van buitengewone lasten. Naast deze hoofddoelstelling beoogt het stelsel van sociale zekerheid ook een zekere mate van herverdeling van inkomens tot stand te brengen.

Blikshade aan de inkomensverhoudingen in Nederland was de afgelopen dertig jaar vooral waarneembaar in perioden van economische stagnatie, zoals in het begin van de jaren tachtig en negentig. Opeenvolgende kabinetten hadden steeds de doelstelling om de bestaande inkomensverhoudingen zoveel mogelijk in stand te houden. Alleen de *Interim-nota inkomensbeleid* van het kabinet-Den Uyl uit 1975 repte van beleidsvoornemens gericht op verdergaande nivellering van inkomens. Deze zijn evenwel niet tot uitvoering gekomen, en latere kabinetten hebben zich voornamelijk gericht op de aanvaardbaarheid van de verdelingspolitieke gevolgen van overheidsbeleid dat primair gericht is op economische groei en de bevordering van werkgelegenheid.

De inkomensgevolgen van (voorgenomen) beleid worden in de Nederlandse traditie uitgebreid in kaart gebracht en bediscussieerd. Lastig daarbij is echter dat de veranderingen in de inkomensverdeling het product zijn van een complex aantal factoren. Processen op de arbeidsmarkt zijn van wezenlijk belang voor de inkomensongelijkheid in Nederland. Vervolgens vindt een omvangrijke herverdeling van inkomens plaats als gevolg van sociale uitkeringen, belasting- en

premieheffing en allerlei gebonden overdrachten. Ook veranderingen in de grootte en de samenstelling van huishoudens hebben een aanzienlijk effect. Een doorgaans onderschat deel van de herverdeling ontstaat binnen huishoudens (zie ook Salverda in dit nummer). Huishoudens verdelen intern ongeveer net zoveel als de overheid tussen huishoudens.

In de afgelopen decennia zijn steeds meer en betere data beschikbaar gekomen waarmee we inkomensongelijkheid kunnen meten. Daardoor hebben we steeds meer kennis opgedaan over de oorzaken van de ontwikkelingen in de inkomensongelijkheid en de herverdeling van inkomens (zie Gottschalk en Smeeding, 1997 en 2000), ook in internationaal vergelijkend perspectief (zie OESO, 2008 en 2011). Toch is het onderzoek beslist nog geen platgetreden pad. Dat is ook niet zo verwonderlijk, omdat de inkomensverdeling en de veranderingen daarin door een groot aantal factoren worden bepaald. Elke individuele beslissing om iets te doen of te laten beïnvloedt de inkomensverdeling. De inkomensverdeling kent vele gezichten. Uitspraken over de (gewenste) verdeling van inkomens kunnen dan ook snel tot Babylonische spraakverwarring leiden, niet in het minst in de politieke arena. Daarom is het goed dat *TPEdigitaal* in dit themanummer een aantal van die gezichten toont.

Maar ik wil de lezer eerst nog even wijzen op de bijsluiter van Jan Pen.

'Onder de Nederlanders worden egalitaristen aangetroffen die de huidige ongelijkheid nog te groot vinden, solidaristen die ongelijkheid accepteren mits de armoede in voldoende mate is uitgebannen; en anti-egalitaristen, die de huidige inkomensverschillen zouden willen vergroten, met name waar het gaat om verschillen tussen actieven en niet-actieven en tussen minimum en modaal.'

Jan Pen (1986, p. 106)

Wanneer we ervan uitgaan dat inkomensongelijkheid een belangrijk aspect van maatschappelijke ongelijkheid is, dan dringt zich vanzelfsprekend de vraag op: hoe groot is die ongelijkheid? Over het meten van ongelijkheid bestaat nogal verschil van inzicht, mede omdat het in feite onmogelijk is om met alle relevante aspecten gelijktijdig rekening te houden. Er bestaan verschillende maatstaven voor inkomensongelijkheid, gericht op verschillende inkomensbegrippen (primair, secundair, tertiair), de inkomenseenheid (individueel of huishouden) kan verschillen en, in het verlengde daarvan, wordt vaak (maar niet altijd) gecorrigeerd voor de omvang en samenstelling van huishoudens (standaardisatie door toepassing van equivalentieschalen). Niet voor niets gebruikten Pen en Tinbergen vierentwintig indicatoren om de inkomensongelijkheid na de Tweede Wereldoorlog te bestuderen. De keuze van de indicatoren zijn bepalend voor de uitkomsten. En de interpretatie van de uitkomsten blijft altijd een normatieve aangelegenheid. Binnen dit kader kunnen de artikelen in dit nummer van *TPEdigitaal* voor de lezer bijdragen aan zijn of haar visie op inkomensongelijkheid in Nederland.

De eerste bijdrage van *Marii Paskov en Caroline Dewilde* laat zien dat hogere inkomensongelijkheid in de samenleving hand in hand gaat met lagere solidariteit.

De auteurs relateren verschillende indicatoren van inkomensongelijkheid voor 21 Europese landen aan de mate van solidariteit met burens of leden van de lokale gemeenschap, ouderen en zieken. Vooral het verschil tussen de hoogste inkomens en de middengroepen maakt mensen minder solidair. Wat betekent dit voor Nederland? De inkomensongelijkheid is de afgelopen periode toegenomen, waardoor de gevoelens van solidariteit met landgenoten afneemt. Dat zet de legitimiteit van de verzorgingsstaat onder druk, bijvoorbeeld de uitkeringen voor specifieke groepen. Het onderzoek laat verder zien dat de aanwezigheid van meer armoede leidt tot een grotere bereidheid om anderen te helpen.

Volgens de bijdrage van *Cok Vrooman en Jean Marie Wildeboer Schut* is er in Nederland wel degelijk sprake van armoede. Zij schetsten de ontwikkeling van armoede in Nederland sinds 1985. De armoede nam vanaf het midden van de jaren negentig af, maar loopt de laatste jaren weer sterk op. Er kwamen meer werkende armen en arme allochtonen, en bij de slinkende groep eenverdieners werd de kans op armoede groter. 65-plussers zijn tegenwoordig zelden arm. Hun decompositie van een kwart eeuw armoede in Nederland onderscheidt vier fasen. Tussen 1985 en 1989 daalde de armoede, om vervolgens te stijgen naar een hoogtepunt in 1994. Daarna nam de armoede gestaag af, behoudens enkele conjuncturele fluctuaties. Sinds 2008 loopt de armoede weer op, vooral in het laatst gemeten jaar 2011. Ramingen duiden erop dat deze groei zich in 2012 en 2013 voort zal zetten.

Jan Bonenkamp en Harry ter Rele brengen de herverdeling van de AOW en aanvullende pensioenen in kaart. Voor groepen wordt berekend hoe groot het netto profijt van de regelingen over de levensloop is door het saldo te bepalen van ontvangen uitkeringen en betaalde bijdragen. De regelingen werken gezamenlijk nivellerend, vooral omdat de AOW-bijdragen inkomensafhankelijk zijn terwijl de uitkeringen inkomensafhankelijk zijn. Verhoging van de pensioenleeftijd maakt het nivellerende effect van de regelingen overigens kleiner, doordat het verlies aan AOW-uitkering ruwweg voor alle groepen gelijk is terwijl hogere inkomens minder hoeven bijdragen aan de financiering van de AOW. Van perverse herverdeling van lage naar hoge inkomens is in pensioenland dus helemaal geen sprake, dat wil zeggen wanneer de AOW en de aanvullende pensioenen in samenhang worden gezien. Deze nieuwe bevinding, die duidt op een aanzienlijke herverdeling van hoog- naar laagopgeleiden, is relevant bij de vormgeving van de nieuwe pensioenregelingen.

Wiemer Salverda prikkelt door te concluderen dat de inkomensongelijkheid van huishoudens het hoogste punt heeft bereikt in de afgelopen 35 jaar – en stijgende is. Als drijvende krachten achter deze trend wijst hij op de stijging van de arbeidsinkomens, de afnemende inkomensherverdeling via uitkeringen en belastingheffing ten gunste van de onderkant, en de verandering in de grootte en de samenstelling van huishoudens (standaardisatie). Salverda vergelijkt en berekent op onconventionele wijze de verdeling van marktinkomens, de herverdeling door uitkeringen, belastingen en sociale premies, en de standaardisering van huishoudensinkomens. Daarbij besteedt hij in het bijzonder aandacht aan de uitersten van de inkomensverdeling (laagste en hoogste deciel), in plaats van de

veelgebruikte Gini-coëfficiënt. Aldus benaderd, vindt Salverda dat de inkomensongelijkheid onder de gehele bevolking is toegenomen en uitkomt op het hoogste punt in 35 jaar. Ondanks de versoeringen in het sociale stelsel, leveren sociale uitkeringen en belasting- en premieheffing overigens nog steeds een belangrijke bijdrage aan de reductie van de inkomensongelijkheid in Nederland. Volgens Salverda hebben ze de groei van marktinkomensongelijkheid niet volledig kunnen neutraliseren. Daarover kan verschillend worden gedacht (zie OESO 2011; Caminada et al. 2012; zie ook De Graaf-Zijl en Ooms in dit nummer). Salverda wijst verder op het effect van huishoudvorming op de toegenomen inkomensongelijkheid.

Marloes de Graaf-Zijl en Tahnee Ooms gaan in op de vele manieren waarop overheidsbeleid de inkomensverdeling beïnvloedt. Zij constateren dat in tijden van recessie het overheidsbeleid ten koste gaat van de onderkant van de inkomensverdeling. Ook de hervormingen van de verzorgingsstaat die zijn gericht op het stimuleren van arbeidsparticipatie verminderen de inkomensoverdrachten van rijk naar arm. Prikkelen doet pijn: door prikkels in de sociale zekerheid zijn minder mensen afhankelijk geworden van een uitkering, maar mensen met een uitkering hebben eronder te lijden gehad. Hoewel De Graaf-Zijl en Ooms die conclusie zelf niet (durven) trekken, blijkt uit de diverse internationale statistieken die zij samenbrengen dat de herverdelende werking van de Nederlandse verzorgingsstaat in de afgelopen kwart eeuw is afgenomen onder de groep 18-64 jarigen, maar juist is toegenomen voor de gehele bevolking. Dat komt door de sterk herverdelende werking van de AOW en de ingezette vergrijzing, waardoor het aandeel senioren in de totale bevolking stijgende is. Nederland scoort qua herverdeling overigens gemiddeld in OESO-perspectief.

In een creatief artikel besteden *Jasper Lukkezen en Bas Straathof* aandacht aan de topinkomens. Zowel in Angelsaksische als in niet-Angelsaksische landen blijken de topinkomens sneller te zijn gestegen dan de gemiddelde inkomens. Zo ook in Nederland. Inmiddels verdient de rijkste 0,1 procent van de bevolking ruim 1,4 procent van het nationale inkomen. Dit aandeel groeit sinds twee decennia met vier procent per jaar, hetgeen onderdeel lijkt van een wereldwijde trend. Overigens is het huidige inkomensaandeel van topverdieners in Nederland nog relatief bescheiden in vergelijking met andere landen. De auteurs analyseren vier mogelijke structurele economische veranderingen die topinkomensgroei kunnen verklaren: de globalisering, het ICT-gebruik, belastinghervormingen en een toename in de scheiding tussen eigendom en controle van ondernemingen.

In veel onderzoek (ook in deze TPEdigitaal) naar de inkomensverdeling en het effect van sociale zekerheid concentreren onderzoekers zich op de inkomensverdeling op huishoudniveau op één of meer meetmomenten in de tijd. *Marcel Lever en Rob Waaijers* doen dat anders: zij analyseren de ontwikkeling van inkomens van individuen gedurende hun levensloop. De ongelijkheid van inkomens op enig moment blijkt veel groter dan die van inkomens over de levensloop. Het verschil betreft in veel gevallen de laagste en de hoogste inkomens. Door studie of verlies uit onderneming kan het jaarinkomen soms heel laag zijn.

Winst uit onderneming, een bonus of ontslagvergoeding veroorzaken juist soms een hoog jaarinkomen. Hiertegenover staan vaak jaren met hogere of juist lagere inkomens, waardoor de verschillen over de levensloop kleiner uitvallen. Zo bezien is hoge inkomensongelijkheid op een bepaald moment vooral een tijdelijke situatie. De overheid institutionaliseert een belangrijk deel van de herverdeling van jaar op jaar via de sociale zekerheid, maar dan toch vooral in de vorm van overdracht aan jezelf: een belangrijk deel van de inkomensverschillen wordt namelijk al binnen de levensloop gecompenseerd.

Alles bijeen een boeiend nummer van *TPEdigitaal*, waarin de auteurs en de redactie erin geslaagd zijn enkele gezichten van de inkomensverdeling te presenteren en bij elkaar te brengen. Het zijn veelal empirische ingekleurde bijdragen over de inkomens(her)verdeling. Die kunnen niettemin voor discussie zorgen, want bij uitstek rijst de normatieve vraag hoe al deze empirische resultaten kunnen worden geïnterpreteerd. Er kan en mag verschillend worden gedacht over de wenselijke inrichting van de welvaartsstaat en over een rechtvaardige inkomensverdeling. Kortom: het lezen en discussiëren meer dan waard.

Auteur

Koen Caminada is hoogleraar Empirische analyse van fiscale en sociale regelgeving, Universiteit Leiden

Literatuur

- Caminada, K., K. Goudswaard en C. Wang, 2012, Disentangling income inequality and the redistributive effect of taxes and transfers in 20 LIS countries mid 1980s – mid 2000s, LIS Working Paper, no. 581, Luxemburg.
- Gottschalk, P., en T.M. Smeeding, 1997, Cross-National Comparisons of Earnings and Income Inequality, *Journal of Economic Literature*, vol. 35, no.2: 633-687.
- Gottschalk, P., en T.M. Smeeding, 2000, Empirical Evidence on Income Inequality in Industrialized Countries, in A.B. Atkinson and F. Bourgignon (Eds.), *Handbook of Income Distribution*, New York: Elsevier-North Holland Publishers, Vol. 1: 262-307.
- OESO, 2008, Growing unequal? Income distribution and Poverty in OECD Countries, Parijs: Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling.
- OESO, 2011, Divided We Stand: Why Inequality Keeps Rising, Parijs: Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling.
- Pen, J., en J. Tinbergen, 1977, Naar een rechtvaardiger inkomensverdeling, Elsevier Science, Amsterdam.
- Pen, J., 1986, Hoe effectief is het Nederlandse verdelingsbeleid?, *Openbare Uitgaven*, vol. 18, no. 3: 103-111.

Ondergraaft inkomensongelijkheid solidariteit?

Marii Paskov en Caroline Dewilde

In deze bijdrage schatten we met een multilevel-model voor 21 Europese landen de impact van verschillende indicatoren van inkomensongelijkheid – gemeten op het landniveau – op de mate van solidariteit met buren of leden van de lokale gemeenschap, ouderen en zieken. Niet alleen de mate van inkomensongelijkheid is van belang, maar ook de structuur ervan heeft invloed op de bereidheid van Europeanen om het welzijn van landgenoten te verhogen. We vinden dat inkomensongelijkheid in de samenleving negatief is gerelateerd aan de mate van solidariteit en dat vooral het verschil tussen de hoogste inkomens en de middengroepen mensen minder solidair maakt. Dit effect is terug te vinden bij alle inkomensgroepen.

1 Inleiding en theoretische achtergrond

Het denken over solidariteit, en specifiekere datgene wat mensen aanzet tot solidariteit, kent een lange geschiedenis. Durkheim (1983, 1964) benadrukte al de noodzaak van solidariteit voor het (voort)bestaan van de samenleving. Solidariteit zorgt voor cohesie en vormt de basis voor het realiseren van gemeenschappelijke doelen (Van Oorschot en Komter 1998). We kunnen solidariteit, in navolging van Parsons (1951: 99), definiëren als ‘het nemen van verantwoordelijkheid als lid van een gemeenschap, waarbij de samenhang en het belang van een grotere groep of sociaal systeem voorop staan’. Klassieke denkers waren echter ook bezorgd over het voortbestaan van solidariteit in tijden van sociale verandering en van een voortschrijdende arbeidsdeling en -specialisering. Hoewel de behoefte aan solidariteit juist voortvloeit uit het feit dat mensen op bepaalde tijdstippen over onvoldoende middelen beschikken (De Beer en Koster 2009; Rawls 1972),¹ komt solidariteit in bepaalde omstandigheden onder druk te staan. Dit is bijvoorbeeld het geval wanneer de mate van ongelijkheid te groot wordt: wanneer het altijd dezelfde zijn die winnen of verliezen, of wanneer groepen in de samenleving van elkaar gescheiden leven. Dergelijke segregatie brengt de (h)erkenning van het gemeenschappelijk belang in het gedrang, en zorgt ervoor dat een deel van de zogenaamde ‘sluier van

¹ Zo is het ontstaan van de verzorgingsstaat deels op te vatten als een manier om ‘horizontale’ risico’s, die zich voordoen over de levensloop (werkloosheid, kinderlast, ouderdom) te poolen (Esping-Andersen en Myles 2009). Omdat in verschillende verzorgingsstaten doorheen de tijd andere keuzen werden gemaakt inzake de omvang en de organisatie van ‘geïstitutionaliseerde’ solidariteit, zijn verschillende ‘types’ van verzorgingsstaten ontstaan (Esping-Andersen 1990).

onwetendheid' (Rawls 1972) wordt opgelicht. Daardoor verhoogt de kans dat mensen met meer middelen, die weinig risico lopen, vooral solidair zijn met de eigen groep, en dat mensen met minder middelen, die veel risico lopen, worden gemarginaliseerd en zich nadrukkelijker aan de rand van de samenleving bevinden. Verschillende auteurs stellen dat solidariteit in de postmoderne samenleving onder druk staat door individualisering, de uitbreiding van markten en van het marktdenken, de financiële druk op de verzorgingsstaat en stagnatie van de economische groei, alsook door de toename van de etnische diversiteit (zie bijvoorbeeld Alesina et al. 2001; Stjernø 2004).

Ook de toegenomen economische inkomensongelijkheid vormt volgens velen een bedreiging voor de solidariteit. Westerse verzorgingsstaten ondergingen vanaf ongeveer het midden van de jaren zeventig een kentering: na de naoorlogse periode van nivellering is de mate van economische ongelijkheid sindsdien opnieuw gestegen. Verschillende factoren hebben hiertoe bijgedragen: technologische verandering; economische globalisering en kapitaalvlucht naar lagelonenlanden; verminderde invloed van vakbonden en flexibilisering van arbeidsrelaties; veranderingen in beloningsstructuren en -normen (bijvoorbeeld de bonuscultuur); de herstructurering van verzorgingsstaten; en demografische processen zoals migratie en verkleining van gezinnen (voor goede overzichten, zie Alderson en Nielsen 2002; Atkinson 2008; Neckerman en Torche 2007; McCall en Percheski 2010). De stijging van de inkomensongelijkheid was, gemiddeld over de OESO-landen, sterker vóór 1985 dan erna, en situeerde zich in de eerste periode vaker aan de onderkant van de inkomensverdeling (OECD 2008; 2011). Bovendien zorgden institutionele verschillen ervoor dat in de VS de rijken rijker en de armen armer werden, terwijl de stijging van de inkomensongelijkheid in Europa eerder samenhangt met een grotere spreiding aan de bovenkant van de inkomensverdeling. In Nederland is de inkomensongelijkheid in vergelijkend perspectief laag en relatief stabiel. De inkomensongelijkheid daalde tot 1977 en bleef relatief onveranderd van 1977 tot 1985. Tussen 1985 en 1990 steeg, onder invloed van de toegenomen loonsongelijkheid en de versoering van het uitkeringsregime, de inkomensongelijkheid, waarna er sprake was van een periode van stabiliteit – deze werd ondersteund door de afgenomen uitkeringsafhankelijkheid (Pommer et al. 2003; DNB 2008). Het is daarom mogelijk dat een vertraagde economische groei en een hogere werkloosheid in de toekomst zullen resulteren in een toename van de inkomensongelijkheid. Overigens is sinds de 21-ste eeuw de ongelijkheid van het primaire inkomen en het bruto-huishoudinkomen wél toegenomen – maar deze trend wordt geneutraliseerd door de herverdelende werking van de verzorgingsstaat, via belastingen, uitkeringen en *diensten in natura* (De Graaf-Zijl et al. 2013).

Wilkinson en Pickett (2009) stellen dat economische ongelijkheid negatieve gevolgen heeft voor de samenleving. Hierbij is niet zozeer de ontwikkeling van de absolute inkomens belangrijk, als wel die van *relatieve* inkomensverschillen. In meer ongelijke samenlevingen ondergraaft sociale vergelijking het gevoel van zekerheid en zelfwaardering. Grotere relatieve inkomensverschillen tussen mensen leiden tot statuscompetitie, stijgende ambities en relatieve deprivatie, een proces

dat vervolgens resulteert in een waaier aan onwenselijke uitkomsten, zoals meer criminaliteit en geweld, een slechtere fysieke en mentale gezondheid, minder sociaal vertrouwen, slechtere onderwijsuitkomsten en een lagere sociale mobiliteit.

Over de mechanismen die verantwoordelijk zijn voor het verband tussen relatieve ongelijkheid en allerlei onwenselijke uitkomsten bestaat er echter minder overeenstemming. Terwijl Wilkinson en Pickett (2009) vooral uitgaan van sociaal-psychologische mechanismen, wijzen andere auteurs op de impact die ongelijkheid heeft op de verdeling en de kwaliteit van diensten en infrastructuur voor verschillende inkomensgroepen (de ‘materiële verklaring’), terwijl anderen dan weer stellen dat grotere inkomensverschillen leiden tot een grotere sociale afstand (en een bijgevolg afnemende neiging tot empathie en solidariteit) tussen inkomensgroepen (voor een overzicht, zie Van de Werfhorst et al. 2012). Het hedendaagse onderzoek vertelt ons echter meer over de impact van economische ongelijkheid op allerlei uitkomsten, dan over hoe deze relatie nu eigenlijk tot stand komt. De mediërende variabelen worden immers vaak niet gemeten, of op een ad hoc manier.²

In deze bijdrage kijken we naar één tussenliggend micro-mechanisme – solidariteit – dat vaak wordt ingeroepen als ‘verklaring’ voor de relatie tussen inkomensongelijkheid en andere uitkomsten. Alesina et al. (2001) argumenteren dat een grotere sociale afstand in termen van etnische en culturele verschillen de identificatie met mensen uit andere sociale groepen in het gedrang brengt, en deels verklaart waarom Amerikanen de legitimiteit van de welvaartsstaat vaker ter discussie stellen dan Europeanen. Wilkinson en Pickett (2009) stellen dat een groter aantal gevangenen en strengere straffen en strafuitvoering in meer ongelijke landen indirect aantonen dat ongelijkheid leidt tot een grotere sociale afstand tussen en minder empathie met andere sociale groepen. Lupu en Pontusson (2011) veronderstellen daarentegen dat een grotere kloof tussen de middeninkomens en de rijken (vergeleken met de afstand tussen de middeninkomens en de armen) de affiniteit van de middengroepen met en empathie voor de armen bevordert, en via preferenties leidt tot meer herverdeling. Nagaan welke van deze – tegenstrijdige – veronderstellingen kan worden hardgemaakt, vereist echter dat men ook de tussenliggende variabelen (sociale afstand, empathie en solidariteit) meet. Daarom kijken we in dit artikel naar solidariteit als afhankelijke variabele.

Ten tweede willen we in dit artikel ook een bijdrage leveren op conceptueel vlak, door het concept solidariteit beter af te bakenen. Solidariteit is een ongrijpbaar concept dat vaak wordt geoperationaliseerd in termen van verwante begrippen, zoals sociale cohesie, sociaal kapitaal, vertrouwen in mensen of instituties, of preferenties inzake sociale uitgaven of herverdeling door de verzorgingsstaat – deze laatste kunnen we beschouwen als een vorm van ‘formele’ of ‘geïnstitutionaliseerde’ solidariteit. Hoewel al deze begrippen verwant zijn aan het concept solidariteit, verschaffen ze ons weinig informatie over de mate waarin mensen bereid zijn het welzijn van anderen te bevorderen. Zo wordt sociaal kapitaal vaak indirect ge-

² Zo wordt de materiële verklaring getoetst door te controleren voor sociale uitgaven (zie bijvoorbeeld Van de Werfhorst en Lancee 2012), maar het niveau van de sociale uitgaven zegt weinig over de inkomensgroepen aan wie deze uitgaven ten goede komen.

meten door te kijken naar de frequentie en de kwaliteit van sociale contacten, lidmaatschap van verenigingen of betrokkenheid bij vrijwilligerswerk (Lancee en Dronkers 2011; Tolsma et al. 2009). Mensen engageren zich echter niet alleen uit solidariteit met anderen, maar ook omdat deze activiteiten een intrinsieke waarde hebben, in termen van de mogelijkheid tot zelfontplooiing of het doorbrengen van tijd in het gezelschap van gelijkgezinden (De Beer en Koster 2009). Wat betreft preferenties voor herverdeling, de gemeten mate van herverdeling of sociale uitgaven als indicator voor solidariteit, kunnen we vergelijkbare bedenkingen formuleren. Steun voor de verzorgingsstaat hoeft niet noodzakelijk veroorzaakt te worden door solidariteit. Zo stelt bijvoorbeeld het Meltzer-Richard model (Meltzer en Richard 1981) dat mensen hun persoonlijke materiële belang vooropstellen bij het bepalen van hun preferenties voor de mate van herverdeling: mensen willen meer herverdeling naarmate het waarschijnlijker is dat uitkeringen hen zelf ten goede komen. Naarmate de marktongelijkheid toeneemt, ligt het mediane inkomen lager dan het gemiddelde inkomen,³ en ziet de ‘mediane’ of ‘middelste’ stemmer haar eigen belang (of inkomen) beter verdedigd door hogere belastingen en meer herverdeling. Voor dit verklaringsmodel wordt trouwens niet echt veel empirische ondersteuning gevonden, mogelijk omdat preferenties voor herverdeling niet alleen worden bepaald door welbegrepen eigenbelang, maar ook door andere factoren, zoals de mate van solidariteit. Omdat in deze bijdrage solidariteit als afhankelijke variabele centraal staat – en niet (preferenties voor) herverdeling of sociaal kapitaal, die deels worden bepaald door gevoelens van solidariteit, maar ook door andere factoren – kiezen we een operationalisering die minder sterk is geassocieerd met persoonlijk voordeel en de kern van het concept solidariteit dichter benadert, met name ‘de bereidheid om het welzijn van landgenoten te verbeteren’.

Ten derde bouwen we in deze bijdrage verder op eerder onderzoek naar de relatie tussen inkomensongelijkheid en solidariteit door na te gaan hoe de *structuur* van de inkomensongelijkheid is gerelateerd aan de mate van solidariteit met landgenoten. Ook in recent onderzoek (voor een overzicht, zie Van de Werfhorst et al. 2012) wordt vaak enkel gekeken naar de impact van het ‘algemene’ niveau van ongelijkheid op allerlei uitkomsten. Samenlevingen verschillen echter ook in de oorzaken van niveaus van en trends in inkomensongelijkheid. Zo kan de inkomensongelijkheid in het ene land groter zijn dan in het andere omdat 1) de rijken rijker zijn en de armen armer; 2) de rijken rijker zijn; en 3) de armen armer zijn. Daarnaast hangt de mate van solidariteit wellicht ook af van hoe rijk of hoe arm de hoge en lage inkomens zijn in absolute termen. In eerder onderzoek stelden we vast dat naarmate de Gini-coëfficiënt⁴ toeneemt, de solidariteit met landgenoten, ouderen en zieken afneemt (Paskov en Dewilde 2012). De Gini-coëfficiënt is echter een sa-

³ Inkomensverdelingen zijn over het algemeen rechtsscheef (met een staart naar links), zodat de mediaan lager ligt dan het gemiddelde. Hoe meer ongelijk de verdeling, hoe groter de afstand tussen de mediaan en het gemiddelde.

⁴ De Gini-coëfficiënt is gedefinieerd als de oppervlakte tussen de Lorenzcurve en de totale gelijkheidslijn, en gaat van 0 (elk huishouden heeft hetzelfde inkomen) tot 1 (één huishouden bezit al het inkomen).

menovattende maat van inkomensongelijkheid en geeft dus niet weer *waar* de spreiding in de inkomensverdeling zich bevindt. Daarom bekijken we in deze bijdrage hoe de solidariteit met landgenoten in verschillende inkomensgroepen wordt beïnvloed door de volgende ongelijkheidsmaatstaven, gemeten op het landniveau: de Gini-coëfficiënt, de 90/10 percentiel ratio als indicator voor de kloof tussen rijk en arm, de 90/50 percentiel ratio als indicator voor de kloof tussen de hoogste en de middeninkomens, de 50/10 percentielratio als indicator voor de kloof tussen de middeninkomens en de armen, de verhouding tussen de 90/50 en de 50/10 percentielratio als indicator voor de scheefheid van de inkomensverdeling en de relatieve positie van de middengroepen, en het risico op inkomensarmoede zoals gedefinieerd door de Europese Unie (EU) als een huishoudinkomen lager dan 60% van het mediane beschikbare huishoudinkomen in een land. Onze multilevel-analyses betreffen 21 landen en zijn afkomstig van de *European Values Study* 1999 (EVS) – de enige databron die toelaat het concept solidariteit te operationaliseren als de ‘bereidheid om het welzijn van landgenoten te verbeteren’.

2 Waarop is solidariteit gebaseerd?

Hoewel de motieven waarop solidariteit is gebaseerd divers zijn, wordt over het algemeen een onderscheid gemaakt tussen calculerende en affectieve motieven (De Beer en Koster 2009).⁵ Solidariteit is gebaseerd op calculerende motieven wanneer mensen anderen helpen om zo indirect hun eigen welzijn te bevorderen, bijvoorbeeld om te verhinderen dat de ellende van anderen het eigen welbevinden bedreigt. Zo stelt De Swaan (1988) dat de verzorgingsstaat zijn oorsprong vindt in de angst van de beter gegoeden voor de gevolgen van armoede en miserabele levensomstandigheden (ziekte, misdaad, sociale problemen) in de 19^{de}-eeuwse arbeiderswijken. Calculerende solidariteit wordt in de literatuur aangeduid met verschillende termen, waaronder ‘verlicht zelfbelang’ (De Beer en Koster 2009; Hechter 1987) of ‘*weak reciprocity*’ (Bowles en Gintis 2000). *Calculerende solidariteit* is verwant aan het begrip ‘organische solidariteit’ dat is geïntroduceerd door Durkheim. Mensen zijn sterker afhankelijk van elkaar en dus meer geneigd tot samenwerking, wanneer de arbeidsdeling in de samenleving complex is. Zoals we eerder stelden, verwijst deze notie van calculerende solidariteit niet naar gedrag dat direct materieel voordeel oplevert (zoals verondersteld in het Meltzer-Richard model dat vaak wordt gebruikt om preferenties voor herverdeling te verklaren).

Affectieve solidariteit daarentegen komt eerder voor wanneer mensen uit morele overwegingen, empathie, dankbaarheid en overtuigingen inzake fairheid of een eerlijke verdeling van middelen, solidair gedrag stellen (Schokkaert 2006). Bowles en Gintis (2000) spreken in dit geval van ‘*strong reciprocity*’. Het begrip is verwant aan Durkheim’s idee van ‘mechanische solidariteit’. Wanneer iedereen in de

⁵ Mensen kunnen ook solidair gedrag stellen omwille van de intrinsieke waarde ervan (Schokkaert 2006). We gaan hier echter niet op in omdat we veronderstellen dat dit persoonsgebonden is, en niet systematisch verschilt tussen sociale groepen.

samenleving min of meer dezelfde taken en verantwoordelijkheden heeft, is het gevoel van identificatie met elkaar groter en leeft de idee van een ‘gedeelde lotsbestemming’ sterker.

3 Leidt inkomensongelijkheid tot meer of minder solidariteit?

Volgens Lupu en Pontusson (2011) kunnen inkomensgroepen worden gezien als sociaal betekenisvolle entiteiten. Mensen met vergelijkbare economische middelen kunnen zich immers een gelijksoortige levensstijl veroorloven en bewegen zich in dezelfde sociale netwerken. Solidair gedrag dat ontstaat door deze affiniteit en het gevoel van identificatie en groepslidmaatschap, wordt ook wel ‘parochiaal altruïsme’ genoemd (Lupu en Pontusson 2011). Grotere verschillen in levensomstandigheden en levensstijlen resulteren in een hogere mate van sociale en economische segregatie. Niet alleen de mentale en sociale afstand tussen mensen wordt groter, maar ook de fysieke afstand. Inkomensgroepen in samenlevingen met grotere inkomensverschillen leiden ‘gescheiden’ levens: ze wonen in andere buurten, hun kinderen gaan naar andere opvangvoorzieningen en scholen, ze verrichten ander soort werk op verschillende plaatsen (Neckerman en Torche 2007; Rothstein en Uslaner 2005; Alesina et al. 2001). De basis voor het in stand houden van affectieve solidariteit – het gevoel van identificatie en een ‘gedeelde lotsbestemming’ tussen inkomensgroepen (Mayhew 1971; Van Oorschot en Komter 1998) – verzwakt echter naarmate inkomensverschillen, en de fysieke en sociale afstand die ermee gepaard gaan – groter worden en mensen minder goed in staat zijn tot empathie met leden van andere sociale groepen. Ook uit sociale experimenten (zie bijvoorbeeld Hoffman et al. 1996) blijkt dat mensen meer geneigd zijn tot samenwerking en zich meer genereus gedragen wanneer de sociale afstand tussen de subjecten op voorhand wordt verkleind (bijvoorbeeld door vooraf kennis te maken met de andere deelnemers aan het experiment). Bovenstaande studies suggereren dat een grotere inkomensongelijkheid negatief gerelateerd is aan de mate van solidariteit.⁶ Het effect van grotere inkomensongelijkheid op calculerende solidariteit is daarentegen eerder positief, omdat – vooropgesteld dat mensen zich bewust zijn van hun onderlinge afhankelijkheid – de mogelijke negatieve ‘neveneffecten’ van inkomensongelijkheid, zoals bijvoorbeeld slechte levensomstandigheden voor de armen, sociale spanningen en meer criminaliteit, ook nadelig kunnen zijn voor degenen die het beter hebben. Zo heeft landenvergelijkend onderzoek aangetoond dat een hoge mate van ongelijkheid de economische groei afremt, vanwege het risico op politieke instabiliteit en onzekerheid over eigendomsrechten (zie bijvoorbeeld Thorbecke en Charumilind 2002).

⁶ We gebruiken de termen ‘positief’ en ‘negatief’ als statistische termen. Een *positief* effect betekent dat als de waarde op de onafhankelijke variabele groter (kleiner) is/wordt, ook de waarde op de afhankelijke variabele groter (kleiner) zal zijn/worden. Een *negatief* effect betekent dat als de waarde op de onafhankelijke variabele kleiner (groter) is/wordt, de waarde op de afhankelijke variabele groter (kleiner) zal zijn/worden.

Op basis van bovenvermelde literatuur toetsten we in eerder onderzoek (Paskov en Dewilde 2012) de hypothese dat een grotere mate van ongelijkheid – gemeten op basis van de Gini-coëfficiënt – in een land de mate van solidariteit negatief beïnvloedt. Deze hypothese was gebaseerd op de volgende assumpties (die omwille van databeperkingen⁷ niet direct kunnen worden getoetst):

1. er bestaat een negatief verband tussen inkomensongelijkheid en affectieve solidariteit;
2. er bestaat een positief verband tussen inkomensongelijkheid en calculerende solidariteit;
3. naarmate de inkomensongelijkheid groter is, neemt de sociale afstand tussen inkomensgroepen toe en (h)erkennen mensen in mindere mate hoe het bevorderen van het welzijn van anderen hun eigen belang ten goede komt, waardoor de mate van solidariteit in afnemende mate wordt beïnvloed door calculerende motieven;
4. het totaaleffect van ongelijkheid op solidariteit sterker negatief wordt.

Deze laatste hypothese kon worden bevestigd voor drie afhankelijke variabelen, namelijk solidariteit ten opzichte van: burenen/de lokale gemeenschap, ouderen, zieken, mindervaliden en arbeidsongeschikten. Bovendien blijft het negatieve effect van inkomensongelijkheid standhouden na controle voor compositie-effecten (door het constant houden van verschillen tussen landen wat betreft individuele en huishoudkenmerken, zoals huishoudinkomen of opleidingsniveau) en voor een hele reeks variabelen op het landniveau: sociale uitgaven, economische welvaart, het type verzorgingsstaat, percentage uitgaven gefinancierd door belastingen of inkomensgerelateerde bijdragen, etnische verscheidenheid, aantal migranten en religiositeit.

4 Is solidariteit afhankelijk van structuur inkomensongelijkheid?

We werken bovenstaande argumentatie verder uit door te kijken hoe de vorm van de inkomensverdeling de mate van solidariteit beïnvloedt. De Gini-coëfficiënt is een algemene maat van spreiding waarin alle inkomens zijn betrokken, inclusief mogelijk extremere waarden aan de boven- en onderkant van de verdeling. Daarom kijken we ook naar de 90/10 percentiel-ratio, de 90/50 percentiel-ratio, de 50/10 percentiel-ratio, de scheefheid van de inkomensverdeling, berekend als $(90/50)/(50/10)$, en het risico op inkomensarmoede. Omdat onze ongelijkheidsmaten verwijzen naar de afstand tussen inkomensgroepen, gaan we tevens na hoe de structuur van de inkomensongelijkheid de mate van solidariteit beïnvloedt voor de verschillende inkomensgroepen afzonderlijk (laag, midden, hoog).⁸ We schatten

⁷ Hiertoe bevatten noch de *European Values Study*, noch andere internationaal vergelijkbare surveys voldoende informatie over de motieven van solidariteit.

⁸ Laag inkomen: deciel 1-3, middeninkomen: deciel 4-6, hoog inkomen: deciel 7-10.

multilevel-modellen voor 21 Europese landen. Dergelijke modellen maken het mogelijk om verschillen in de afhankelijke variabele, die ontstaan door verschillen in bevolkingssamenstelling tussen landen, constant te houden. We zijn dus vooral geïnteresseerd in de impact van landkenmerken op de mate van solidariteit, en besteden geen aandacht aan de impact van individuele of huishoudkenmerken.

Wat betreft de impact van de 90/10 percentiel-ratio – als indicator voor de afstand tussen rijk en arm – op de mate van solidariteit ten opzichte van landgenoten, verwachten we, in lijn met eerdere resultaten voor de Gini-coëfficiënt, een negatief effect. Hoe groter de afstand tussen de hoogste en de laagste inkomens, hoe groter de sociale afstand tussen beide (in termen van levensstijl, fysiek gescheiden levens) en hoe meer affectieve motieven van solidariteit relatief meewegen in vergelijking met calculerende motieven.

Hoewel we de resultaten van alle genoemde afstandsmaten presenteren, beargumenteren we alleen de verwachtingen met betrekking tot de *scheefheid* van de inkomensverdeling, uitgedrukt als de ratio van de 90/50 percentiel-ratio tot de 50/10 percentiel-ratio. Het effect van een grotere afstand tussen de hoogste inkomens ten opzichte van de middeninkomens is immers moeilijk te beredeneren zonder de afstand tussen de middeninkomens en de laagste inkomens mee te rekenen. Een vergelijkbare argumentatie geldt voor de afstand tussen de middeninkomens en de lage inkomens. De middeninkomens komen in alle onderzochte landen het meest voor, terwijl de staarten van de inkomensverdeling in verhouding veel minder respondenten tellen.

Lupu en Pontusson (2011) vinden dat, naarmate de spreiding in de bovenste helft van de inkomensverdeling toeneemt (in verhouding tot de spreiding in de onderste helft), er een trend naar meer herverdeling ontstaat. Ze beargumenteren dat in een dergelijke situatie de sociale afstand tussen de midden- en de lagere klassen kleiner wordt, wat de empathie van de ‘middelste stemmer’ voor en de solidariteit met de lagere inkomens bevordert. Dit leidt tot de hypothese dat een hogere spreiding in de bovenste helft van de inkomensverdeling (ten opzichte van de spreiding in de onderste helft) leidt tot een kleiner negatief effect van inkomensongelijkheid op solidariteit: een kleinere sociale afstand tussen de middengroepen en de armen bevordert affectieve motieven voor solidariteit bij de omvangrijke bevolkingsgroep met een middeninkomen.

De literatuur over sociale vergelijking en referentiegroepen suggereert echter dat, wat betreft hun materieel en economisch welzijn, mensen hun eigen situatie vaker beoordelen in vergelijking met de groepen die het beter hebben, eerder dan dat ze ‘neerwaartse’ vergelijkingen maken (Goedemé en Rottiers 2011; Delhey en Kohler 2006). Bovendien is een grotere spreiding aan de bovenkant van de inkomensverdeling meer ‘zichtbaar’ in termen van de levensstijl die de hogere inkomens zich kunnen veroorloven. Naarmate de middelste inkomensklassen zich dicht bij de lagere inkomensklassen bevinden, voelen meer mensen zich relatief gezien armer. Relatieve deprivatie en on vervulde ambities leiden volgens Wilkinson en Pickett (2009) tot statuscompetitie, meer stress en een negatief zelfbeeld. Een tegengestelde hypothese stelt dus dat wanneer de afstand van de middenklas-

sen tot de lagere klassen relatief klein is ten opzichte van de rijken, de sociale rivaliteit groter wordt, omdat de middenklassen vrezen dat de armen toegang zullen verkrijgen tot hun buurten en sociale netwerken, en deze zullen 'devalueren' (Corneo en Grüner 2002). Statusgroepen proberen zich immers voortdurend van elkaar te onderscheiden (Bourdieu 1984), en een grotere kans op neerwaartse mobiliteit naar de onderste regionen van de inkomensverdeling versterkt dit proces. Een hogere mate van ongelijkheid in de bovenste helft van de inkomensverdeling (in verhouding tot de spreiding in de onderste helft van de inkomensverdeling) leidt volgens deze literatuur tot meer 'statusangst' en een streven naar het bewaren van bestaande sociale verschillen, wat op zijn beurt tot een sterker negatief effect zal leiden op de solidariteit met landgenoten, in vergelijking met de 90/10 percentiel-ratio.

In termen van het effect voor verschillende inkomensgroepen verwachten we dat het negatieve effect van de verschillende indicatoren van inkomensongelijkheid op de mate van solidariteit minder sterk is naarmate het eigen inkomen hoger is. Het zijn immers vooral de hogere inkomens die baat hebben bij het vermijden van de negatieve externaliteiten die mogelijk voortvloeien uit het bestaan van een grotere groep mensen in de samenleving die het minder goed hebben. Ferrer-i-Carbonell en Ramos (2012) stellen dat in een context van hogere inkomensongelijkheid, individuen meer belang hechten aan de risico's van een mogelijke sociale en economische achteruitgang. Gezien de hogere inkomens meer te verliezen hebben, hebben ze ook indirect meer te winnen bij een hogere mate van solidariteit. Naarmate de inkomensongelijkheid groter is, zullen zij sterker geneigd zijn om het welzijn van anderen te bevorderen, om zo op een indirecte manier hun eigen positie en levensstijl niet in gevaar te brengen.

Voor de lagere inkomensgroepen daarentegen zijn calculerende motieven voor solidariteit minder relevant: mensen met weinig middelen vergelijken zich vooral met diegenen die het beter hebben, en zijn minder gericht op het bevorderen van het welzijn van anderen in dezelfde situatie. Zo stelt Solt (2008) dat naarmate inkomen en rijkdom meer ongelijk zijn verdeeld, de minder gegoeden zich meer machteloos voelen, wat leidt tot een daling van hun politieke participatie (bijvoorbeeld stemgedrag).

Samenvattend, naarmate het eigen inkomen hoger is, wegen calculerende motieven van solidariteit sterker door, resulterend in een meer 'positief' effect (anders geformuleerd: een minder sterk negatief effect) van ongelijkheid op de mate van solidariteit. Naarmate het eigen inkomen lager is, wegen affectieve motieven van solidariteit sterker door, waarbij een grotere ongelijkheid resulteert in een sterker 'negatief' effect op de mate van solidariteit. Ten slotte wijzen we er nog op dat – ongeacht de vorm van de inkomensverdeling – mensen met een hoger inkomen nu eenmaal over meer middelen beschikken om solidair te zijn. Wie een laag inkomen heeft, heeft meestal niet het geld en/of de tijd om het welzijn van anderen te bevorderen.

Ook wat betreft de impact van het armoederisico (gedefinieerd als het percentage huishoudens met een inkomen lager dan 60% van het mediane bevolkingsin-

komen) kunnen we het effect op de mate van solidariteit beredeneren. Dit wordt echter bemoeilijkt doordat in de definitie van deze indicator zowel ‘absolute’ als ‘relatieve’ invloeden meespelen – het inkomensarmoederisico is immers geen zuivere afstandsmaat. De hoogte van het armoedecijfer is deels afhankelijk van waar precies de mediaan en de armoedegrens zijn gesitueerd in de inkomensverdeling: in een ‘dichtbevolkt’ gebied van een samengedrukte inkomensverdeling kan een lichte verschuiving van de armoedegrens grote implicaties hebben voor het armoedecijfer. Een hoger armoedecijfer impliceert dus niet per definitie een grotere spreiding aan de onderkant van de inkomensverdeling, alleen dat er relatief gezien méér huishoudens zijn met een inkomen lager dan 60% van het mediane inkomen. Het effect van hogere armoedecijfers op het belang van calculerende en affectieve motieven voor solidariteit kan verschillende kanten op gaan. In een samenleving met hogere armoederisico’s zijn de objectieve kansen op neerwaartse mobiliteit allicht ook hoger, wat – zoals hierboven uitgelegd – kan leiden tot enerzijds meer (meer sociale affiniteit met armoede en de armen) of minder (sociale rivaliteit) solidariteit. Daarnaast is het ook waarschijnlijk dat hogere armoedecijfers leiden tot meer, en meer zichtbare, sociale problemen ten gevolge van slechtere levensomstandigheden, wat calculerende motieven voor solidariteit versterkt. We verwachten ‘overall’ een minder negatief effect van armoede op solidariteit in vergelijking met de 90/10 percentiel-ratio.

5 Data, variabelen en methode

We maken gebruik van de *European Values Study* (EVS) 1999, waarbij data beschikbaar zijn voor 21 landen (zie Tabel 1). De gegevens werden verzameld via *face-to-face* interviews gebaseerd op een voor elk land representatieve steekproef van volwassenen vanaf 18 jaar. Onze afhankelijke variabele – de mate van solidariteit – is gemeten als de ‘bereidheid om het welzijn van landgenoten te verbeteren’.⁹ Hiertoe construeerden we een index (Cronbach’s alpha = 0,81) gebaseerd op drie afzonderlijke items, die telkens verwijzen naar een andere sociale groep: ‘buren of mensen in de lokale gemeenschap’; ‘ouderen’; en ‘zieken, andersvaliden en arbeidsongeschikten’. De antwoorden op elk item werden geregistreerd met een Likert-schaal: 1. Zeker niet; 2. Nee; 3. Misschien wel/misschien niet; 4. Ja; en 5. Zeker wel. We argumenteerden eerder dat deze operationalisering het beste aansluit bij onze conceptualisering van solidariteit. Een nadeel is dat elk item verwijst naar een specifieke groep waarmee mensen solidair kunnen zijn. De combinatie van items tot een index vangt dit slechts ten dele op, omdat een aantal belangrijke groepen, zoals bijvoorbeeld mensen die afhankelijk zijn van een bijstandsuitkering, niet zijn opgenomen (ook niet in de vragenlijst). Ook is het mogelijk dat onze index van solidariteit de werkelijke mate van solidariteit onderschat, omdat mensen

⁹ Geformuleerd als: ‘*willingness to improve the living conditions of other people*’. Sociale groepen werden als volgt benoemd: ‘*people in your neighbourhood/community*’; ‘*elderly in your country*’; ‘*sick and disabled people in your country*’.

hun antwoord aanpassen afhankelijk van de middelen (geld en tijd) waarover ze beschikken om zich solidair te gedragen.

De ongelijkheidsindicatoren voor de verschillende landen zijn afkomstig van de *Luxembourg Income Study* (LIS, *Inequality and Poverty Key Figures*), en werden in de inleiding besproken. Alle ongelijkheidsindicatoren zijn berekend op basis van het netto beschikbare huishoudinkomen. Dit inkomensconcept sluit het beste aan bij de mechanismen die in het theoretisch kader aan bod komen, zoals sociale afstand, relatieve deprivatie en segregatie. Mensen kunnen zich over het algemeen een bepaalde, zichtbare, levensstandaard veroorloven op basis van het beschikbaar inkomen waarover het huishouden waartoe ze behoren, beschikt. Aangezien de macro-indicatoren niet voor elk land beschikbaar zijn voor het jaar 1999, hebben we de cijfers voor het dichtstbijzijnde jaar gebruikt. Een overzicht van de macro-indicatoren is te vinden in Tabel 1. Onze analyses zijn ook gecontroleerd voor economische welvaart (het bruto binnenlands product (bbp) per capita, uitgedrukt in relatie tot het Europese gemiddelde) en voor de hoogte van de sociale uitgaven, uitgedrukt als een % van het bbp. Beide indicatoren zijn afkomstig van EUROSTAT (2011). Verschillen in bevolkingssamenstelling tussen landen worden ondervangen door te controleren voor de volgende individuele en huishoudkenmerken: geslacht, leeftijd, gehuwd of niet, al dan niet werkend, al dan niet gepensioneerd, autochtoon/allochtoon, belang van religie voor de respondent, opleiding en inkomensdeciel.

We schatten hiërarchische multilevel lineaire regressie modellen (random intercepts) met twee niveau's: respondenten binnen landen (Snijders en Bosker 1999). Op deze manier kunnen we nagaan of en hoe landkenmerken, zoals de structuur van de inkomensongelijkheid, effect hebben op de mate van solidariteit in Europa.

Omdat in de meest recente golf van de EVS (2008) dezelfde survey-items niet meer werden herhaald, maken we gebruik van een cross-sectionele opzet. Daarom kunnen we – in vergelijking met een longitudinaal design – met minder zekerheid spreken van een causaal effect van inkomensongelijkheid op solidariteit, aangezien het effect mogelijk ook in de andere richting speelt: het is mogelijk dat in landen met minder solidariteit, er meer ongelijkheid ontstaat. We gaan er echter vanuit dat er een wisselwerking bestaat tussen de context waarin mensen leven en hun attitudes (Bénabou en Tirole, 2006), waardoor er sprake is van causaliteit in beide richtingen (*top-down* en *bottom-up*).

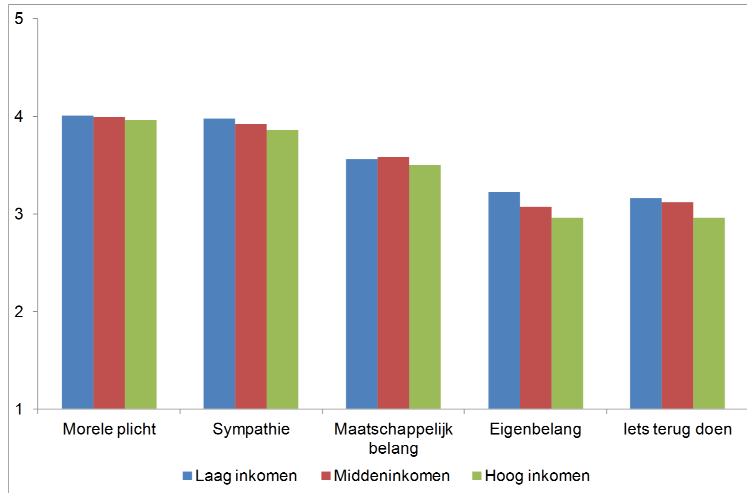
Tabel 1 Beschrijvende statistieken inkomensongelijkheid

Land	Solidariteit (gemiddelde in 1999)	Jaar	Gini	90/10	90/50	50/10	Inkomens- armoede
Oostenrijk	3.72	2000	25.7	3.15	1.72	1.83	13.43
België	3.77	2000	27.9	3.31	1.74	1.90	16.12
Tsjechië	3.71	1996	25.6	2.98	1.76	1.69	10.50
Denemarken	3.63	2000	22.5	2.75	1.55	1.77	13.06
Estland	3.24	2000	36.1	5.00	2.29	2.18	19.92
Finland	3.68	2000	25.2	2.93	1.66	1.77	12.69
Frankrijk	3.60	2000	27.8	3.45	1.88	1.83	13.75
Duitsland	3.59	2000	26.6	3.25	1.79	1.82	12.74
Groot- Brittannië	3.52	1999	34.6	4.67	2.15	2.17	21.81
Griekenland	3.66	2000	33.3	4.73	2.05	2.31	21.37
Hongarije	3.55	1999	29.2	3.43	1.90	1.81	13.57
Ierland	4.05	2000	31.3	4.48	1.88	2.39	22.49
Italië	3.80	2000	33.4	4.50	2.00	2.26	20.03
Luxemburg	3.64	2000	26.2	3.26	1.86	1.75	12.34
Nederland	3.70	1999	23.1	2.78	1.63	1.70	11.06
Polen	3.75	1999	28.6	3.54	1.83	1.94	15.22
Roemenië	3.69	1997	28.0	3.43	1.81	1.89	14.41
Slovakije	3.89	1996	25.0	3.04	1.67	1.82	12.86
Slovenië	3.78	1999	23.2	2.92	1.59	1.83	13.20
Spanje	3.60	2000	33.6	4.69	2.08	2.26	20.82
Zweden	3.97	2000	25.2	2.96	1.69	1.76	12.29

6 Beschrijvende resultaten

We beginnen met enkele beschrijvende cijfers over de motieven voor solidariteit. In de EVS werd – enkel aan de respondenten die aangeven dat ze *wel* bereid zijn om *ouderen* te helpen – gevraagd wat hun motieven hiervoor zijn. Uit Figuur 1 blijkt dat zowel affectieve (‘morele plicht’, ‘sympathie’, ‘algemeen of maatschappelijk belang’) als calculerende motieven (iets terug doen, eigenbelang) worden genoemd, maar dat (wat ouderen betreft) affectieve motieven belangrijker worden geacht. Verder blijkt dat de verschillen tussen de inkomensgroepen relatief gering zijn, waarbij het belang dat wordt gehecht aan elke motief iets minder groot is naarmate het inkomen toeneemt.

Figuur 1 Gemiddelde scores^a op afzonderlijke solidariteitsmotieven (respondenten die aangeven dat ze *wel* bereid zijn het welzijn van *oudere* landgenoten te verbete-



^a (1 = niet relevant tot 5 = erg belangrijk).

7 Multilevel-resultaten

Vervolgens kijken we naar het effect van onze indicatoren van inkomensongelijkheid, en de structuur van inkomensongelijkheid, op solidariteit – na statistische controle voor individuele kenmerken en enkele controlevariabelen op het landniveau die mogelijk de relatie tussen inkomensongelijkheid en solidariteit wegverklaren (zie Tabel 2). We zien dat, ook na controle voor individuele en huishoudkenmerken, alsook voor het niveau van de sociale uitgaven en landverschillen in economische welvaart, inkomensongelijkheid negatief is gerelateerd aan de mate van solidariteit met landgenoten (Model 1-Model 3). Een uitzondering is de 50/10 percentiel-ratio: een grotere afstand tussen de middeninkomens en de laagste inkomens heeft geen invloed op de bereidheid om het welzijn van landgenoten te bevorderen, noch in positieve, noch in negatieve zin (Model 4). De scheefheid van de inkomensverdeling daarentegen is wel van belang. Naarmate de afstand tussen de hogere inkomens en de middenklassen groter wordt, wordt de bereidheid om anderen te helpen minder groot. Dit geldt zowel voor als na controle voor de 90/10 percentiel-ratio (Model 5 en 6), waardoor we kunnen besluiten dat het negatieve effect van de scheefheid van de inkomensverdeling niet weg te verklaren is door de mate van ongelijkheid op zich. Deze resultaten wijzen op het belang van sociale vergelijking ‘naar boven toe’, en de sociale afstand, rivaliteit en statusangst die wordt gegenereerd door grotere inkomensverschillen in de hogere regionen van de inkomensverdeling.

Tabel 2 Multilevel-schattingsresultaten

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6	Model 7
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Vrouw	0.050*** (0.010)	0.050*** (0.010)	0.050*** (0.010)	0.050*** (0.010)	0.050*** (0.010)	0.050*** (0.010)	0.050*** (0.010)
Leeftijd	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.003*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)	0.002*** (0.000)
Gehuwd	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.010)	0.085*** (0.010)
Tewerkgesteld	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)	0.018 (0.013)
Gepensioneerd	0.012 (0.018)	0.012 (0.018)	0.012 (0.018)	0.013 (0.018)	0.014 (0.018)	0.013 (0.018)	0.013 (0.018)
Allochtoon	-0.123*** (0.028)	-0.123*** (0.028)	-0.123*** (0.028)	-0.122*** (0.028)	-0.120*** (0.028)	-0.121*** (0.028)	-0.121*** (0.028)
Religieus	0.094*** (0.005)	0.094*** (0.005)	0.094*** (0.005)	0.094*** (0.005)	0.093*** (0.005)	0.094*** (0.005)	0.094*** (0.005)
Opleiding	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)	0.019*** (0.003)
Inkomen	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)	0.007*** (0.002)
GDP per capita	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001* (0.001)	0.001 (0.001)	0.001 (0.001)	0.001** (0.001)	0.001* (0.001)
Sociale uitgaven	-0.005 (0.006)	-0.004 (0.007)	-0.007 (0.005)	-0.001 (0.007)	0.001 (0.006)	-0.006 (0.005)	-0.006 (0.005)
GINI	-0.019*** (0.008)						
90/10		-0.092** (0.042)				-0.110*** (0.032)	
90/50			-0.541*** (0.138)				-0.879*** (0.178)
50/10				-0.107 (0.154)			
Scheefheid					-1.122*** (0.372)	-1.257*** (0.300)	
Armoede							0.022*** (0.009)
Intercept	3.718*** (0.298)	3.493*** (0.248)	4.213*** (0.321)	3.282*** (0.385)	4.106*** (0.376)	4.782*** (0.358)	4.485*** (0.300)
Log-likelihood	-22265	-22265	-22262	-22267	-22264	-22259	-22259
N observaties	21374	21374	21374	21374	21374	21374	21374

Vervolgens kijken we naar het effect van het percentage lage inkomens in een land, gebaseerd op de EU-armoedelij. Het armoedecijfer krijgt een meer ‘absolute’ interpretatie wanneer we tegelijkertijd controleren voor de 90/50 percentiel-ratio,¹⁰ omdat we dan kijken naar het effect van een verschillend aantal huishoudens met een laag inkomen binnen landengroepen waar de afstand tussen de rijken en de middelste inkomens ongeveer gelijk is (Model 7).

We zien dat het effect van inkomensarmoede positief en significant is: in landen met een vergelijkbare inkomensverdeling leidt meer armoede tot een hogere mate van solidariteit. Dit is in overeenstemming met onze verwachtingen, en we schrijven dit positieve effect toe aan het feit dat naarmate armoede meer ‘zichtbaar’ aanwezig is in de samenleving, calculerende motieven voor solidariteit belangrijker worden. Ook is het mogelijk dat ‘zichtbare’ deprivatie sterkere gevoelens van affectieve solidariteit oproept

In Tabel 3 ten slotte schatten we voor elk van de ongelijkheidsindicatoren interacties met het inkomen. Hieruit blijkt dat de eerder vastgestelde hoofdeffecten gelden voor de laagste inkomens (de referentiecategorie), en dat de interactietermen voor de middeninkomens en de hogere inkomens hier doorgaans niet significant van afwijken. De enige uitzondering betreft Model 2, waar het effect van de 90/50 percentiel-ratio voor de hoogste inkomensgroep significant positiever is in vergelijking met het effect voor de laagste inkomensgroep (hoewel slechts op het 0,10-niveau). Het totale effect voor de hoogste inkomens ($-0.623 + 0.134$) is echter nog steeds negatief en significant. Onze hypothese dat het negatieve effect van ongelijkheid op solidariteit minder groot is voor de hogere inkomensgroepen, wordt dus niet bevestigd.

¹⁰ De correlatie tussen het armoedecijfer en de 90/10 percentiel ratio is te hoog om samen in één model op te nemen: 0,94. De correlatie tussen de 90/50 percentiel ratio en het armoedecijfer bedraagt 0,77.

Tabel 3 Interactie tussen ongelijkheidsindicatoren en inkomensgroep (laag, midden, hoog) controle-variabelen niet opgenomen in de tabel (wel in het model).

	Model 1	Model 2	Model 3	Model 4	Model 5	Model 6
	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se	b/se
Inkomen						
Laag	ref	ref	Ref	ref	Ref	ref
Midden	-0.083 (0.089)	-0.032 (0.061)	-0.148 (0.123)	-0.053 (0.107)	-0.035 (0.165)	-0.008 (0.051)
Hoog	-0.089 (0.094)	-0.049 (0.065)	-0.190 (0.132)	-0.087 (0.115)	-0.033 (0.178)	-0.019 (0.061)
GINI	-0.023** (0.008)					
GINI * midden	0.005 (0.003)					
GINI * hoog	0.005 (0.003)					
90/10		-0.111** (0.043)				
90/10 * midden		0.023 (0.017)				
90/10 * hoog		0.029 (0.018)				
90/50			-0.623*** (0.143)			-0.875*** (0.178)
90/50 * midden			0.107 (0.067)			
90/50 * hoog			0.134* (0.072)			
50/10				-0.154 (0.158)		
50/10 * midden				0.053 (0.055)		
50/10 * hoog				0.074 (0.059)		
Scheefheid					-1.180*** (0.388)	
Scheefheid * midden					0.088 (0.171)	
Scheefheid * hoog					0.091 (0.186)	
Armoede						0.019** (0.009)
Armoede * midden						0.004 (0.003)
Armoede * hoog						0.004 (0.003)
Intercept	3.819*** (0.301)	3.559*** (0.249)	4.367*** (0.327)	3.373*** (0.389)	4.164*** (0.391)	4.525*** (0.298)
Log-likelihood	-22259	-22259	-22255	-22262	-22259	-22253
N observaties	21374	21374	21374	21374	21374	21374

* p < 0.1; ** p < 0.05; *** p < 0.01

8 Slot

In deze bijdrage hebben we onderzocht hoe verschillende indicatoren van inkomensongelijkheid – en specifiek – indicatoren die de *structuur* van de inkomensverdeling beschrijven, gerelateerd zijn aan de mate van solidariteit met landgenoten. Naast het negatieve effect van inkomensongelijkheid op solidariteit, is ook een grotere afstand tussen de hoge inkomens en de middenklassen funest voor de mate van solidariteit, vooral naarmate deze afstand groter wordt in verhouding tot de spreiding in de onderste helft van de inkomensverdeling. Grote inkomensverschillen aan de bovenkant leiden tot een grotere sociale afstand tussen sociale groepen, maar ook tot relatieve deprivatie, statusangst en sociale rivaliteit. Dergelijke sociale mechanismen – die zich voordoen in alle inkomensgroepen – ondergraven identificatie en empathie met andere sociale groepen, waarop affectieve motieven voor solidariteit zijn gestoeld. Hogere armoedecijfers zijn echter wel gecorreleerd met een hogere mate van solidariteit, wellicht omdat mensen zich bewust zijn van het feit dat armoede negatieve gevolgen kan hebben voor de samenleving, omdat ‘zichtbare’ armoede gevoelens van sympathie, morele plicht en fairheid ten opzichte van landgenoten aanwakkert, of omdat men zich sterker bewust wordt van het eigen risico op sociale daling naarmate er meer armen in de samenleving aanwezig zijn.

In eerder onderzoek (Lupu en Pontusson 2011) werd vastgesteld dat een grotere afstand tussen de hoogste inkomens en de middengroepen (in verhouding tot de afstand tussen de middengroepen en de laagste inkomens) is gecorreleerd met een hogere mate van herverdeling, wat op zijn beurt zou worden veroorzaakt door een hogere mate van solidariteit van de middengroepen met de onderkant. Onze gegevens tonen echter aan dat in een dergelijke situatie sociale vergelijking en gevoelens van relatieve deprivatie allicht meer invloed hebben, en de mate van solidariteit met landgenoten eerder negatief dan positief beïnvloeden. Het is dus belangrijk om ook de ‘tussenliggende’ variabelen in het theoretisch model dat leidt van inkomensongelijkheid tot allerlei uitkomsten ook daadwerkelijk te betrekken in een empirische toets van dit model.

Specifieke beleidsaanbevelingen op basis van dergelijk landenvergelijkend onderzoek zijn meestal moeilijk te formuleren. Toch zijn deze resultaten relevant, omdat recent onderzoek erop wijst dat in Nederland de ongelijkheid van het marktinkomen recent is toegenomen. Hoewel deze stijging wordt tegengegaan door mechanismen van herverdeling die ingebakken zitten in de verzorgingsstaat, kan een daling van gevoelens van solidariteit met landgenoten ten gevolge van een grotere inkomensongelijkheid negatief uitpakken, bijvoorbeeld wat betreft de legitimiteit van de verzorgingsstaat in het algemeen of inzake uitkeringen voor specifieke groepen. De aanwezigheid van meer armoede (huishoudens met een laag inkomen) daarentegen heeft wel een positieve impact op de bereidheid om anderen te helpen. Het op de agenda plaatsen van ‘armoede’ of van ‘de beperkingen van een laag inkomen’ als sociaal probleem (bijvoorbeeld in de politiek of in de media), kan mogelijk gevoelens van solidariteit bevorderen.

Auteurs

Marii Paskov werkt aan een proefschrift bij het *Amsterdam Institute for Social Science Research* (AISSR), Universiteit van Amsterdam. Caroline Dewilde is Universitair Docente bij Tilburg University, afdeling Sociologie. Dewilde's onderzoek wordt gefinancierd door de *European Research Council* (HOWCOME – ERC Starting Grant 283615). De auteurs danken twee anonieme reviewers voor hun opmerkingen en suggesties.

Literatuur

- Alderson, A., en F. Nielsen, 2002, Globalization and the Great U-Turn: Income Inequality Trends in 16 OECD Countries, *American Journal of Sociology*, vo. 107(5): 1244-99.
- Alesina, A., E. Glaeser en B. Sacerdote, 2001, Why Doesn't the US Have a European-Style Welfare State? *Brookings Papers on Economic Activity* 2, pp. 187-277.
- Atkinson, A., 2008, *The Changing Distribution of Earnings in OECD Countries*. Oxford: Oxford University Press.
- Beer, P. de en F. Koster, 2009, *Sticking Together or Falling Apart? Solidarity in the Era of Individualization and Globalization*, Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Bénabou, R., en J. Tirole, 2006, Belief in a Just World and Redistributive Politics. *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 121(2): 699-746.
- Bourdieu, P., 1984, *Distinction. A Social Critique of the Judgement of Taste*, Routledge: London en New York.
- Bowles, S., en H. Gintis, 2000, Reciprocity, Self-Interest, and the Welfare State. *Nordic Journal of Political Economy*, vol. 26: 33-53.
- Corneo, G. en H. Grüner, 2002, Individual Preferences for Political Redistribution. *Journal of Public Economics*, vol. 83: 83-107.
- Delhey, J. en Kohler, U., 2006, From Nationally Bounded to Pan-European Inequalities? On the Importance of Foreign Countries as Reference Groups, *European Sociological Review*, 22(2): 125-40.
- DNB, 2008, *Inkomensongelijkheid in Nederland minder stabiel dan het lijkt*, Amsterdam: De Nederlandsche Bank.
- Durkheim, E., 1893/1964, *The Division of Labour in Society*. New York: The Free Press.
- Esping-Andersen, G., 1990, *The Three Worlds of Welfare Capitalism*, Cambridge: Polity Press.
- Esping-Andersen, G., en J. Myles, 2009, Economic Inequality and the Welfare State, in: W. Salverda, B. Nolan en T. M. Smeeding (eds), *The Oxford Handbook of Economic Inequality* (pp. 639-663), Oxford: Oxford University Press.
- EUROSTAT. (2011). Population and Social Conditions Statistics. Retrieved November 22, 2011: <http://epp.eurostat.ec.europa.eu/portal/page/portal/statistics/themes>
- Ferrer-i-Carbonell, A. en X. Ramos, 2012, *Inequality and Happiness: A Survey*,. GINI Discussion Paper 38, Amsterdam: AIAS.
- Goedemé, T. en S. Rottiers, 2011, Poverty in the Enlarged European Union. A Discussion about Definitions and Reference Groups, *Sociology Compass*, vol. 5(1): 77-91.
- Graaf-Zijl, M. de, B. Lancee, N. Notten, T. Ooms en W. Salverda, 2013, *Country Report on Growing Inequality and Its Impacts in the Netherlands*,. Amsterdam: AIAS.
- Hechter, M., 1987, *Principles of Group Solidarity*. Berkeley, CA: University of California Press.
- Hoffman, E., K. McCabe, en V. Smith, 1996, Social Distance and Other-Regarding Behavior in Dictator Games. *American Economic Review*, vol. 86(3): 653-60.
- Lancee, B. en J. Dronkers, 2011, Ethnic, Religious and Economic Diversity in Dutch Neighbourhoods: Explaining Quality of Contact with Neighbours, Trust in the Neighbourhood and Inter-Ethnic trust, *Journal of Ethnic and Migration Studies*, vol. 37(4): 597-618.
- Lancee, B., en H. van de Werfhorst, (2012, Income Inequality and Participation: A Comparison of 24 European Countries, *Social Science Research*, vol. 41(5): 1166-78.
- Luxembourg Income Study, 2012, *LIS Inequality Key Figures*. Retrieved September 12, 2012: <http://www.lisdatacenter.org/lis-ikf-webapp/app/search-ikf-figures>.

- Lupu, N. en J. Pontusson, 2011, The Structure of Inequality and the Politics of Redistribution, *American Political Science Review*, vol. 105(2): 316-36.
- Lynch, J. W., S.D. Smith, G.A. Kaplan en J.S. House, 2000, Income Inequality and Mortality: Importance to Health of Individual Income, Psychosocial Environment, or Material Conditions, *British Medical Journal*, vol. 320: 1200-1204.
- Mayhew, L., 1971, *Society: Institutions and Activity*, Illinois: Glenview Press.
- Meltzer, A. en S. Richard, 1981, A Rational Theory of the Size of Government. *Journal of Political Economy*, vol. 89(5): 914-27.
- McCall, L. en C. Percheski, 2010, Income Inequality: New Trends and Research Directions, *Annual Review of Sociology*, vol. 36: 329-47.
- Neckerman, K.M. en F.Torche, 2007, Inequality: Causes and Consequences, *Annual Review of Sociology*, vol. 33: 335-57.
- OECD, 2008, Growing Unequal? Income Distribution and Poverty in OECD Countries, Paris: OECD Publications.
- OECD, 2011, *Divided we Stand. Why Inequality Keeps Rising*. Paris: OECD Publications.
- Oorschot, W. van, en A. Komter, 1998, What is it That Ties...? Theoretical Perspectives on Social Bonds, *Sociale Wetenschappen*, vol. 3: 5-24
- Parsons, T., 1951, *The Social System*,. Glencoe: The Free Press of Glencoe.
- Paskov, M. en C. Dewilde, 2012, Income Inequality and Solidarity in Europe. *Research in Social Stratification and Mobility*, vol. 30: 415-32.
- Pommer, E., J. van Leeuwen. en M. Ras, 2003, *Inkomen verdeeld. Trends in ongelijkheid, herverdeling en dynamiek*,. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Rawls, J., 1972, *A Theory of Justice*,. Oxford: Clarendon Press.
- Rothstein, B. en E. Uslaner, 2005, All for All: Equality, Corruption, and Social Trust. *World Politics*, vol. 58: 41-72.
- Schokkaert, E., 2006, The Empirical Analysis of Transfer Motives, in: S.-C. Kolm en J. M. Ythier (eds), *Handbook of the Economics of Giving, Altruism and Reciprocity: Foundations (Vol. 1)*,. Amsterdam: Elsevier.
- Snijders, T. en R. Bosker, 1999, *Multilevel Analysis. An Introduction to Basic and Advanced Multilevel Modeling*,. London: Sage Publications.
- Solt, F., 2008, Economic Inequality and Democratic Political Engagement, *American Journal of Political Science*, vol. 52(1): 48-60.
- Stjernø, S., 2004, *Solidarity in Europe: The History of an Idea*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Swaan, A. de, 1988, *In Care of the State*. Cambridge: Polity Press.
- Thorbecke, E., en C. Charumilind, 2002, Economic Inequality and Its Socioeconomic Impact, *World Development*, vol. 30(9): 1477-95.
- Tolsma, J., T. van der Meer en M. Gesthuizen, 2009, The Impact of Neighbourhood and Municipality Characteristics on Social Cohesion in The Netherlands, *Acta Politica*, vol. 44(3): 286-313.
- Werfhorst, H. van de, I. Tóth et al., 2012, *Political and Cultural Impacts of Growing Inequalities*, Amsterdam, AIAS.
- Wilkinson, R. en K. Pickett, 2009, *The Spirit Level. Why More Equal Societies Almost Always Do Better*,. London: Allen Lane.

Het karige bestaan: een kwart eeuw armoede in Nederland

Cok Vrooman en Jean Marie Wildeboer Schut

Door de economische recessie is armoede weer een centraal onderwerp in het politiek debat geworden. Dit artikel geeft eerst een overzicht van enkele gangbare methoden om dit verschijnsel te meten. Daarna schetst het de ontwikkeling van armoede in Nederland sinds 1985 aan de hand van een gegeneraliseerde budgetbenadering. Volgens dit criterium nam de armoede vanaf het midden van de jaren negentig af, maar loopt ze de laatste jaren weer sterk op. Er kwamen meer werkende armen en arme allochtonen, en bij de slinkende groep eenverdieners werd de kans op armoede groter; maar 65-plussers zijn tegenwoordig zelden arm. Een decompositie-analyse geeft aan dat in de gehele bevolking de reductie tussen 1985 en 2010 (-2,3%-punt) vooral samenhangt met de lagere armoedeprevalentie bij gepensioneerden en autochtone kinderen, en de verhoudingsgewijs kleinere groep werklozen en bijstandontvangers. Het armoedepercentage nam echter toe door het groeiende aandeel mensen van niet-westerse herkomst. Bij loonontvangers hadden de ontwikkelingen bij een- en tweeverdieners een tegengestelde werking, waardoor het effect op het totale armoedecijfer per saldo verwaarloosbaar was.

1 Inleiding

Vanwege de uitgebreide verzorgingsstaat die na de Tweede Wereldoorlog tot stand kwam dachten Nederlandse beleidsmakers lange tijd dat armoede voorgoed was uitgebannen. De Algemene Ouderdomswet (AOW, 1957) en de Algemene Bijstandswet (ABW, 1965) legden voor vrijwel alle inwoners een stevige vloer in de inkomensverdeling, die in de jaren zestig en zeventig van de vorige eeuw steeds hoger kwam te liggen. Door de recessie en massawerkloosheid van het daaropvolgende decennium en de toenmalige bezuinigingen op de sociale zekerheid werd armoede toch weer een beleidsthema, al rustte op het gebruik van dit woord nog lang een taboe: liever sprak men in Den Haag van 'bestaansonzekerheid'. Vanaf het midden van de jaren negentig werd de term echter acceptabeler, mede doordat het in de Europese Unie een onderwerp van discussie werd. De EU moest meer zijn dan een economische en monetaire unie; en om het sociale gezicht te tonen lag het voor de hand dat de lidstaten gezamenlijk zouden proberen armoede in kaart te brengen en te bestrijden. Vanwege de economische neergang van de laatste jaren is het armoedeprobleem beleidsmatig urgenter geworden.

In het verlengde van deze ontwikkelingen nam ook het empirisch onderzoek naar armoede in Nederland de afgelopen decennia toe. Als voorlopers zijn aan te merken de studies van Durlacher (1965), SCP (1980), Wiebrens (1981), Oude Engberink et al. (1984), Engbersen en Van der Veen (1987) en Hagenaars (1987a, 1987b). In de jaren negentig van de vorige eeuw brachten de vijf *Jaarrapporten Armoede en Sociale Uitsluiting* de kennis vanuit (para-)universitaire kring bijeen, waarbij zowel kwalitatieve als kwantitatieve benaderingen werden gevolgd (Engbersen et al. 1996-2000). Toen begonnen ook het Sociaal en Cultureel Planbureau (SCP) en het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) met de landelijke *Armoedemonitor*. Die gaf een cijfermatig overzicht van armoede in Nederland, maar diepte ook bepaalde thema's uit, zoals de armoedeval, de dynamiek in armoede, het niet-gebruik van sociale voorzieningen en de groei van de werkende armen (Vrooman et al. 1997-2007; Vrooman en Hoff 2004). De laatste tijd wordt dit project in een lichtere vorm voortgezet in het *Armoedesignalement* (SCP/CBS 2012), in combinatie met monografieën over deelaspecten van armoede en sociale uitsluiting (Jehoel-Gijsbers en Vrooman 2007, 2008; Hoff 2010; Roest et al. 2010; Guiaux 2011; Vrooman en Hoff 2012). Andere verdiepende studies naar armoede in Nederland zijn onder andere Muffels et al. (1995), Goodin et al. (1999: 152-172), Achterberg en Snel (2008), en Noordhoff (2008).

Een centrale vraag bij al dit onderzoek was vanzelfsprekend hoe armoede moet worden afgebakend. Het SCP heeft daarvoor een methodiek ontwikkeld die we in deze bijdrage zullen toelichten, na eerst de bezwaren tegen oudere armoedegrenzen uiteengezet te hebben. Vervolgens beschrijven we de ontwikkeling van armoede sinds 1985, waarbij we ook ingaan op de voornaamste risicogroepen. Dan kiezen we een formelere benadering, en rafelen we de armoedemutatie via een decompositiemethode uiteen. Dit stelt ons in staat na te gaan in hoeverre de ontwikkelingen in armoede kunnen worden herleid tot de mutaties in de armoedeprevalentie van groepen en tot de wijzigingen in hun aandeel in de Nederlandse bevolking. Tot slot geven we onze conclusies beknopt weer.

2 Gangbare grenzen

De internationale literatuur kent tal van criteria om armoede te meten, maar die zijn niet alle even geschikt.¹ *Relatieve grenzen* zijn in comparatief onderzoek zeer po-

¹ Operationele armoedegrenzen kunnen worden ingedeeld naar drie criteria: objectief of subjectief, absoluut of relatief, en gebaseerd op de beschikbare middelen of op feitelijke consumptie. Vrooman (2009: 368-383) bespreekt aan de hand van deze indeling de voor- en nadelen van 16 verschillende typen armoedegrenzen die in de wetenschappelijke literatuur worden aangetroffen. Hier beperken we ons tot de grenzen die in het empirisch armoedeonderzoek met enige regelmaat worden gebruikt. We gaan ook voorbij aan beleidsmatige grenzen, die rechtstreeks zijn afgeleid van het sociaal minimum (bijvoorbeeld 105%-130% ervan) en in het gemeentelijk beleid veel worden gebruikt. Wetenschappelijk gezien zijn die niet goed bruikbaar, o.a. omdat vaak niet goed gedefinieerd is wat men van het sociaal minimum moet kunnen doen (met inbegrip van de verhoudingen tussen verschillende typen huishoudens) en de indexering niet consistent is (uitkeringen worden soms bevro-

pulair, omdat ze gemakkelijk te berekenen zijn en ook automatisch ‘corrigeren’ voor verschillen in welvaart tussen landen en in de loop der tijd. Het bekendste en zeer invloedrijke voorbeeld is de grens die de Europese Unie gebruikt om het armoederisico in de lidstaten te bepalen. De EU telt mensen als arm wanneer ze deel uitmaken van een huishouden met een gestandaardiseerd besteedbaar inkomen beneden 60% van de mediane waarde van hun land.² Een eerste fundamenteel bezwaar tegen zulke relatieve armoedecriteria is dat ze niet specificeren welke levensstandaard mensen met dit bedrag kunnen bereiken. In een rijk land kan men van 60% van de mediaan misschien redelijk rondkomen, terwijl het in een arm land mogelijk niet genoeg is om de essentiële voeding, kleding en huisvesting te bekostigen. Een tweede probleem is dat relatieve grenzen armoede opvatten als een ongelijkheidskwestie. Van Praag en Ferrer-i-Carbonell (2004) lieten zien dat – onder de aanname van een lognormale inkomensverdeling – het armoedepercentage dat men op basis van relatieve criteria verkrijgt rechtstreeks kan worden afgeleid uit de standaarddeviatie, een grove indicator voor de inkomensongelijkheid. Maar armoede is conceptueel iets anders (vergelijk ook Notten en De Neubourg 2011). Het is in theorie immers goed denkbaar dat in zeer ongelijke, maar welvarende samenlevingen ook de laagste inkomens een acceptabel bestaan kunnen leiden; en dat in zeer gelijke, maar arme landen – Noord-Korea lijkt een actueel voorbeeld – slechts weinigen minder dan 60% van het karige mediane inkomen ontvangen, terwijl er toch met enige regelmaat hongersnood voorkomt. Indien men armoede afmeet aan ongelijkheid zal beleid ook uitsluitend succesvol kunnen zijn als het gepaard gaat met herverdeling ten faveure van de lagere inkomens. Dat kan in de praktijk paradoxale implicaties hebben. Een beleid dat de welvaart vergroot, maar het inkomen van minderbedeelden minder sterk doet groeien dan dat van de middengroepen, zal op basis van de gebruikelijke relatieve grenzen onvermijdelijk resulteren in meer armoede – terwijl de minima in zo’n geval er in reële termen wel op vooruit gaan. Dit deed zich bijvoorbeeld voor in Ierland tijdens de jaren negentig van de vorige eeuw, toen het land nog als Keltische tijger te boek stond (Layte et al. 2000). Omgekeerd zal een beleid dat de lage inkomens er tijdens een periode van economische neergang minder op achteruit doet gaan dan de middeninkomens, de relatieve armoede doen afnemen – ondanks de dalende welvaart van de minima. De meest recente cijfers van de Europese Commissie illustreren deze paradox voor de huidige recessie. In 2011 bedroeg de relatieve armoede volgens het EU-criterium in

ren, in andere jaren reëel verhoogd), waardoor het gemeten welvaartsniveau in de loop der tijd onduidelijk is.

² Formeel beoogt de Europese Unie het ‘risico op armoede en sociale uitsluiting’ in de lidstaten te meten. In de loop der tijd gebruikte men daarvoor wisselende criteria (zie Vrooman en Hoff 2012). Sinds 2011 combineert de EU drie hoofdindicatoren: een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen lager dan 60% van de nationale mediaan; zware materiële deprivatie (niet beschikken over vier of meer van negen noodzakelijk geachte goederen en diensten); en een lage arbeidsintensiteit (de volwassen personen werken minder dan 20% van het gecombineerde aantal potentiële arbeidsuren van het huishouden) (EC 2011).

Griekenland 21%; ondanks de grote economische malheur waardoor het land de afgelopen jaren werd getroffen, is dat vergelijkbaar met het peil van 2006. In Portugal nam tussen 2008 en 2011 de relatieve armoede zelfs iets af (van 19% naar 18%), in Spanje liep ze slechts licht op (van 20% naar 22%). Het niveau ligt in de drie probleemlanden overigens wel hoger dan in Nederland (11%). Opmerkelijk is ook de bevinding dat het zeer welvarende Noorwegen iets meer relatieve armoede kent (ruim 10%) dan Tsjechië (bijna 10%), dat van oudsher een vlakke inkomensverdeling heeft (EC 2012).

Subjectieve grenzen worden niet door onderzoekers of experts vastgesteld, maar meten armoede door de mening van ‘gewone’ burgers te peilen, doorgaans via enquêtes. De oudste vraag in deze traditie loopt al sinds 1946 mee in de Amerikaanse *Gallup Poll*, en brengt in kaart welk inkomen de respondenten voor een standaardgezin noodzakelijk vinden. Drie andere formuleringen zijn echter meer gebruikelijk. Hierbij wordt respectievelijk gevraagd naar het inkomen dat de betrokkene minimaal noodzakelijk vindt om rond te kunnen komen (de minimuminkomensvraag); naar de inkomensniveaus die volgens de respondent horen bij verschillende verbale kwalificaties (van ‘zeer slecht’ tot ‘zeer goed’; de inkomenswaarderingsvraag); en naar de tevredenheid met het eigen inkomen (de inkomenssatisfactievraag).³ Een voordeel van deze methoden is dat zij tamelijk eenvoudig kunnen worden toegepast om de mate van armoede te bepalen,⁴ al moeten de vragen vanzelfsprekend wel in enquêtes worden opgenomen - ze komen niet, zoals objectieve inkomens, al in allerlei bestanden voor. Ook kan men subjectieve grenzen geloofwaardig achten, omdat het oordeel van gewone burgers het niveau van de grens bepaalt. Walker (1987) brengt daar tegenin dat uiteindelijk toch de onderzoeker een grensbedrag vaststelt, en dat niet wordt gevraagd of de betrok-

³ De *Get Along Question* (GAQ) van Gallup luidt: ‘What is the smallest amount of money a family of four (husband, wife, and two children) needs each week to get along in this community?’ De meest gangbare formulering van de *Minimum Income Question* (MIQ) is: ‘We would like to know which net family income would, in your circumstances, be the absolute minimum for you. That is to say, that you would not be able to make ends meet if you earned less’. De *Income Evaluation Question* (IEQ) is: ‘Under my/our conditions I would call an after-tax income per week/month/year of about ... very bad/bad/insufficient/sufficient/good/very good’. Van de *Income Satisfaction Question* (ISQ) bestaan twee varianten. De eerste luidt ‘With your current household income, how can you make ends meet?’ en heeft gewoonlijk antwoordcategorieën die lopen van ‘very easy’ tot ‘very difficult’. De tweede variant is algemener: ‘How do you feel about your standard of living/income?’ en wordt gewoonlijk op een vijf- of zevenpuntsschaal beoordeeld (tussen ‘delighted’ en ‘terrible’).

⁴ De eenvoudigste manier om tot een subjectieve armoedegrens te komen is het feitelijk inkomen van de respondent af te zetten tegen het door hem of haar gewenste niveau. Dit wordt ook wel de ‘individuele methode’ genoemd; zie bijvoorbeeld Thijssen en Wildeboer Schut (2005). Een alternatief is dat men de gemiddelde gewenste bedragen voor uiteenlopende typen huishoudens opvat als groeps-specifieke armoedegrenzen (de ‘groepsmethode’). In een wat geavanceerdere benadering (Van Praag 1971; Van Praag en Kapteyn 1973; Goedhart et al. 1977) worden de ingevulde bedragen van de inkomenswaarderingsvraag eerst omgezet in welvaartsniveaus (op een schaal van 0 tot 1; een score van 0,4 of 0,5 – iets beneden ‘insufficient’ of ‘sufficient’ – geldt als indicatie voor armoede), en vervolgens via regressieanalyse gerelateerd aan het feitelijk inkomen en de omvang van het huishouden.

kenen het hiermee eens zijn; er is volgens hem daardoor hooguit sprake van ‘consensus by coincidence’. Maar er zijn nog meer bezwaren. De betrouwbaarheid is beperkt, blijkt uit de gedegen overzichtsstudie die Van den Bosch (2001) aan subjectieve benaderingen van armoede wijdde. Zo hangt de inkomens tevredenheid niet alleen af van het feitelijke inkomen, maar ook van het nagestreefde consumptiepatroon, de financiële redzaamheid, en persoonlijke omstandigheden (vaste lasten, schulden, alimentatieverplichtingen e.d.). Daardoor vindt men zelfs bij de hoogste inkomens een substantiële groep ontevreden. Ook is er een grote inkomensstijging nodig om de tevredenheid merkbaar te doen toenemen, maar leidt een kleine inkomensdaling al tot een sterk afnemende tevredenheid. De betrouwbaarheid van de overige subjectieve inkomensvragen is evenmin overtuigend. Er wordt bijvoorbeeld van uitgegaan dat mensen hetzelfde bedoelen wanneer ze zeggen dat een bepaald inkomen ‘minimaal noodzakelijk’, ‘slecht’, ‘voldoende’ etc. is; maar die assumptie is vermoedelijk niet gerechtvaardigd. Cognitief-psychologisch onderzoek liet zien dat mensen sterk uiteenlopende betekenissen hechten aan verbale kwalificaties van het inkomen (Stinson 1997, 1998; Garner et al. 1998). De één denkt bij ‘to make ends meet’ aan het naakte overleven, de ander aan het kunnen voortzetten van de huidige levensstijl. Een ander probleem is dat degene die het huishoudboekje beheert vaak een reëler beeld van de inkomsten en uitgaven heeft dan de overige gezinsleden. Daardoor kunnen er variabele meetfouten optreden, afhankelijk van wie de vragenlijst invult. Verder blijken subjectieve armoedepercentages van jaar op jaar sterk te fluctueren, op een manier die niet in lijn ligt met de ontwikkeling van de welvaart en andere sociaaleconomische indicatoren. Dat maakt het lastig de armoedeontwikkeling te duiden. Bij internationaal-vergelijkend onderzoek worden de problemen alleen maar groter, onder andere doordat ‘to make ends meet’ andere connotaties kan opwekken dan ‘de eindjes aan elkaar knopen’ of ‘joindre les bouts’. Strengmann-Kuhn (2004) vond via het *European Community Household Panel Survey* van 2001 subjectieve armoedepercentages van circa 18% voor Nederland en België, 30% voor Frankrijk, 47% voor Spanje, en 75% en meer voor Italië, Griekenland en Portugal. Het is niet verwonderlijk dat zulke hoge percentages door beleidsmakers vaak ongeloofwaardig worden geacht.

Al meer dan 100 jaar geleden poogde men in Engeland armoede te meten via een *objectieve budgetmethode*. Wetenschappelijke experts bepalen daarbij het bedrag dat nodig is om in de behoeften van mensen te voorzien; bijvoorbeeld hoeveel het kost om genoeg voedsel te kopen om dagelijks voldoende calorieën binnen te krijgen. In klassieke studies als die van Seebom Rowntree (1901) werden mensen als arm bestempeld indien het inkomen niet genoeg was om ‘mere physical efficiency’ te bereiken. Om een aantal redenen raakte deze benadering in de loop der tijd enigszins in diskrediet. Dat kwam allereerst doordat ze geen rekening hield met de hogere behoeften van mensen, die door de toenemende welvaart belangrijker werden. Daarnaast werd de objectiviteit van dit type grenzen in twijfel getrokken: weerspiegelde de afbakening van de noodzakelijke goederen en diensten niet teveel het maatschappijbeeld of de persoonlijke voorkeuren van de onderzoeker? Ten slotte is het jaarlijks opstellen van budgetten voor allerlei verschillende typen huis-

houdens zeer bewerkelijk, wat in de onderzoekspraktijk een nadeel is. Toch zijn dit bezwaren waar wel een mouw aan te passen valt; en in reactie op de beperkingen van de relatieve en subjectieve methoden zijn budgetbenaderingen van armoede de laatste jaren aan een *comeback* bezig (zie bijvoorbeeld Bradshaw en Mayhew 2011).

3 *Back to basics*, met iets extra

De armoedegrens die het SCP heeft ontwikkeld is een voorbeeld van een gegeneraliseerde budgetbenadering. Als vertrekpunt dient de volgende definitie: “Een individuele actor is arm als hij geruime tijd niet de middelen heeft om het minimaal noodzakelijke van zijn gemeenschap te verwerven” (Vrooman 2009: 360). Bij de constructie van de grens is voortgebouwd op het werk van Bradshaw et al. (1993, 2008) in Engeland, en op de zogeheten ‘alternative poverty measure’ die in de Verenigde Staten is ontwikkeld (Citro en Michael, 1995; zie bijvoorbeeld ook Edelman 2012). Vrooman en Snel (1999) gaven de eerste aanzet voor de huidige SCP-armoedegrens. Soede (2006) en Soede en Vrooman (2008) werkten de criteria in empirische termen uit; Vrooman (2009: 344-426) gaf een theoretische onderbouwing en een landenvergelijkende toepassing.

Het uitgangspunt van de SCP-armoedegrens is dat mensen de kosten moeten kunnen dragen die inherent zijn aan het voeren van een zelfstandige huishouding. Daarvoor zijn door het SCP normbedragen opgesteld aan de hand van de richtlijnen die het Nibud hanteert voor huishoudens op minimumniveau. Dit expert-oordeel is vervolgens uitgebreid getoetst aan de opvattingen van ‘gewone burgers’, via de methode die Walker (1987) voorstelde om te komen tot een niet-toevallige intersubjectieve consensus over het minimaal noodzakelijke. De consensuele focusgroepenstudie die SCP en Nibud hiertoe verrichtten (Hoff et al. 2010) liet een hoge mate van overeenstemming zien over het vereiste minimumbudget, vooral bij dat voor een alleenstaande. De verschillen ten opzichte van de ‘expert-budgetten’ die SCP en Nibud eerder hadden opgesteld waren klein, waardoor slechts geringe aanpassingen noodzakelijk waren. Ook de assumptie dat men in Nederland een zelfstandige huishouding moet kunnen voeren om niet arm te zijn werd door de deelnemers aan de consensuele focusgroepenstudie breed gedeeld. Via deze weg is de maatstaf extern gevalideerd, en dus minder gevoelig voor één van de standaard kritiekpunten op de objectieve budgetmethode, het risico van normatieve vertekeningen in het expert-oordeel.

De SCP-grens is in de onderzoekspraktijk veel minder bewerkelijk dan de klassieke budgetbenadering omdat wordt uitgegaan van één referentiehuishouden, de alleenstaande. Voor andere huishoudentypen zijn geen afzonderlijke budgetten bepaald, maar is het normbedrag van de alleenstaande gegeneraliseerd met behulp van equivalentiefactoren die het CBS via de budgetverdelingsmethode heeft bepaald (Siermann et al. 2004). De normbedragen worden over de jaren heen veralgemeniseerd door ze te indexeren met de feitelijke ontwikkeling van de doorsnee

uitgaven aan voeding, kleding en huisvesting volgens het Budgetonderzoek van het CBS (een vijfjaarlijks voortschrijdend gemiddelde). Op die manier stijgt de armoedegrens gewoonlijk sterker dan de inflatie, maar minder dan het BNP per hoofd van de bevolking. Zo doen we op een conservatieve manier recht aan het feit dat de standaard voor het minimaal noodzakelijke gewoonlijk hoger komt te liggen als de welvaart toeneemt. Periodiek worden de normbedragen ook rechtstreeks geijkt aan de Nibud-standaarden; de laatste revisie vond twee jaar geleden plaats (Soede 2011).

Tabel 1 Armoedegrenzen 2011 (maandbedragen in euro's)

Normbedragen alleenstaande			
<i>Noodzakelijke uitgaven</i>		<i>Minimale sociale participatie</i>	
brutohuur ^a	360	bezoek ontvangen	19
gas en andere brandstoffen	51	op bezoek gaan	5
elektriciteit	27	vakantie	23
water	9	uitgaan	16
inventaris, onderhoud huis, tuin	96	extra vervoer	6
telefoon, kabel en internet	49	hobby en sporten	16
verzekeringen	38	bibliotheek	2
niet-vergoede ziektekosten ^b	19		
voeding	173		
kleding	51		
was- en schoonmaakartikelen	9		
persoonlijke verzorging	20		
vervoer	13		
diversen	19		
		totaal sociale participatie	88
Basisbehoeftecriterium	934	Niet-veel-maar-toereikendcriterium	1022
Grensbedrag voor: ^c		Grensbedrag voor: ^c	
eenoudergezin met 1 kind	1240	eenoudergezin met 1 kind	1360
eenoudergezin met 2 kinderen	1410	eenoudergezin met 2 kinderen	1540
paar zonder kinderen	1280	paar zonder kinderen	1400
paar met 1 kind	1560	paar met 1 kind	1710
paar met 2 kinderen	1760	paar met 2 kinderen	1920

a Huur vóór aftrek van eventuele huurtoeslag. In de armoede-analyses wordt de ontvangen huurtoeslag bij het inkomen opgeteld.

b De betaalde ziektekostenpremie is niet als afzonderlijke post in het budget opgenomen, maar wordt in de analyses van het inkomen afgetrokken.

c Bedragen afgerond op tientallen euro's.

Tabel 1 laat zien dat een alleenstaande om zelfstandig een huishouding te kunnen voeren de huur moet kunnen voldoen (360 euro bruto per maand in 2011), gas, elektriciteit, water en inventaris dient te kunnen betalen (183 euro), de dagelijkse boodschappen en een minimaal kledingpakket aan moet kunnen schaffen (224 euro), en een aantal andere noodzakelijke uitgaven moet kunnen bekostigen (telefoon,

verzekeringen, vervoer, persoonlijke verzorging: 167 euro). Het gaat hierbij om uitgaven die voor zelfstandige huishoudens in Nederland nauwelijks te vermijden zijn; er is geen sprake van enige luxe, zoals een auto, buitenlandse vakantie, alcohol of sigaretten. Wel voegen we aan het totale bedrag van het *basisbehoeftecriterium* (934 euro voor de alleenstaande) een bescheiden som toe voor minimale sociale participatie (88 euro per maand, bijvoorbeeld om op verjaardagsvisite te kunnen gaan). Het was van oudsher de intentie van de Nederlandse bijstandswet om ook in zulke uitgaven te voorzien,⁵ en in het *niet-veel-maar-toereikendcriterium* voor armoede (1022 euro per maand) wordt daar dan ook rekening mee gehouden. Een meerderheid van de deelnemers aan de consensuele focusgroepenstudie vond de bescheiden post voor sociale participatie eveneens noodzakelijk, zeker wanneer er kinderen in het geding zijn (Hoff et al. 2010). Voor een gezin met twee kinderen liggen de grensbedragen in 2011 bijna twee maal zo hoog als voor de alleenstaande: 1760 euro per maand volgens het basisbehoeftecriterium, 1920 euro per maand wanneer ook de minimale sociale participatie wordt verdisconteerd.

Theoretisch beschouwd zijn dit absolute criteria die variëren met de sociaal-economische context; economen noemen het laatste veelal ‘relatief’.⁶ Het absolute karakter betekent dat de grensbedragen niet bepaald worden op basis van de levensstandaard van anderen of van het doorsnee inkomen, maar op grond van hetgeen in Nederland naar tegenwoordige maatstaven minimaal noodzakelijk is: met een inkomen beneden de normbedragen zal het doorgaans moeilijk zijn hier een zelfstandige huishouding te voeren en enige sociale participatie te realiseren. Via de periodieke herijking van de budgetten en de indexeringsmethode wordt echter wel rekening gehouden met de veranderende sociaaleconomische context. De abso-

⁵ Het KVP-kamerlid Zwanikken verwoordde dit al tijdens de parlementaire behandeling van het wetsvoorstel (TK 1962/1963: 3930): “Dat sigaartje en een bloemetje op tafel, een klein beetje ontspanning en een cadeautje van een gulden voor het jarige nichtje, allemaal kwesties, die onder de huidige Armenwet als niet tot de noodzakelijke kosten van het levensonderhoud zouden kunnen worden gerekend, maar die in de sfeer van deze [Algemene Bijstandswet] tot de normale kosten van het bestaan behoren, geven zo’n enorme betekenis en zin aan het begrip zelfstandigheid”. In de loop der tijd werd dit een gevleugeld woord om het beoogde minimumpeil aan te duiden, al wordt de uitspraak ten onrechte vaak toegeschreven aan de toenmalige minister van Maatschappelijk Werk, die de wet door het parlement loodste (‘het bloemetje van Klompé’; zie bijvoorbeeld Engbersen en Jansen 1991: 83).

⁶ In de wetenschappelijke literatuur over armoede worden de begrippen ‘absoluut’ en ‘relatief’ op verschillende manieren gebruikt (vergelijk Vrooman 2009: 348-350). De sociologische traditie spreekt van een absolute grens wanneer armoede wordt afgemeten aan een minimumstandaard die betrekking heeft op behoeften, hulpbronnen of *capabilities*. Een relatieve grens heeft betrekking op de achterstelling van mensen ten opzichte van een bepaalde referentiegroep, in de Britse sociologie veelal beschouwd in termen van relatieve deprivatie (Runciman 1966; Townsend 1979, 1985; Mack en Lansley 1985). In de economische traditie is een relatieve grens tijd- en plaatsgebonden, terwijl een absolute grens daar los van staat: “A relative view is typically one in which the rules for identifying the poor change as (some) other economic conditions change [...] An ‘absolute’ notion of poverty is fixed in terms of the relevant spaces at some point in time” (Jäntti en Danziger 2000: 13). De SCP-criteria zijn absoluut in sociologische zin, maar relatief in economische: het voeren van een zelfstandig huishouding en minimale sociale participatie vereisen in het huidige Nederland meer dan vijftig jaar geleden of dan in Somalië. Om verwarring te voorkomen wordt de variabiliteit van de standaard naar tijd en plaats hier niet aangeduid als ‘relatief’, maar als ‘contextueel’.

lute standaard ligt daardoor niet voor eens en altijd vast: wanneer de welvaart toe- of afneemt, relatieve prijzen veranderen, nieuwe technologieën in zwang geraken (bijvoorbeeld Internet of mobiele telefonie), etc. kan ‘het minimaal noodzakelijke in de gemeenschap’ veranderen. Een dergelijke combinatie van absolute en contextuele elementen ligt in het verlengde van Sen’s visie op armoede:

“Poverty is not just a matter of being relatively poorer than others in the society, but of not having some basic opportunities of material well-being – the failure to have certain minimum ‘capabilities’. The criteria of minimum capabilities are ‘absolute’ not in the sense that they must not vary from society to society [...] or over time. [...] People’s deprivations are [to be] judged absolutely, and not simply in comparison with the deprivations of others in that society. If a person is seen as poor because he is unable to satisfy his hunger, then that diagnosis cannot be altered merely by the fact that others too may also be hungry (so that this person may not be, relatively speaking, any worse off than most others). The same applies to capability failures of other kinds, e.g., the more ‘social’ ones, such as being ashamed to appear in public because of the poverty of one’s clothing. [...] In the context of poverty analysis, it is a question of setting certain absolute standards of minimum material capabilities relevant for that society. Anyone failing this absolute level would then be classified as poor, no matter what his relative position is vis-à-vis others” (Sen 1985: 669-670).

Hierbij past ook dat bij de SCP-grenzen niet wordt gekeken naar de feitelijke bestedingen of consumptie van mensen (waarmee zij in termen van Sen bepaalde ‘functionings’ daadwerkelijk realiseren), maar naar de (on)mogelijkheid om met het beschikbare inkomen de uitgaven die voor het minimale levenspeil vereist zijn te realiseren. Tenslotte is de benadering net als in de klassieke budgetstudies objectief; maar via de focusgroepenstudie zijn de normbedragen wel getoetst aan het oordeel van de burgers. Een dergelijke intersubjectieve validering is wenselijk, omdat het bij armoede theoretisch immers gaat om de perceptie van het minimaal noodzakelijke *in de gemeenschap*. Daarom kan niet worden volstaan met het oordeel van experts, hoe deskundig het Nibud voor de Nederlandse situatie ook moge zijn.

4 Armoedetrends

Als de grensbedragen worden toegepast op de gegevens van het Inkomenspanelonderzoek⁷ (IPO) van het CBS kan men de armoede-ontwikkeling vanaf 1985 in kaart brengen. Dit is een periode waarin de Nederlandse sociale zekerheid op veel punten een gedaantewisseling onderging, met strengere uitkeringsvoorwaarden, kortere

⁷ Dit panelonderzoek is voornamelijk gebaseerd op administratieve gegevens van de Belastingdienst. De steekproef van het IPO bestond in 2011 uit circa 94.000 huishoudens met daarin 272.000 personen (zie SCP/CBS 2012).

Figuur 1 Armoede in Nederland, 1985-2013*

*Armoede = personen met een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen beneden de armoedecriteria.

2000: trendbreuk; 2011: voorlopige cijfers; 2012-2013: raming SCP op basis van microsimulatie;

Exclusief institutionele bevolking, uitwonende studenten en onvolledige jaarinkomens.

Bron: Inkomenspanelonderzoek 1985-2011 (SCP-bewerking).

en lagere uitkeringen, en meer nadruk op activering en responsabilisering van uitkeringsontvangers (zie bijvoorbeeld Vrooman 2010; Van Echtelt en Josten 2012).

Figuur 1 toont de ontwikkeling in het aantal armen en in de prevalentie van armoede (het armoedepercentage of de 'head count ratio'). Op grond daarvan zijn in de achterliggende kwart eeuw vier fasen te onderscheiden. In de tweede helft van de jaren tachtig daalde de armoede (fase I), om vanaf 1990 weer op te lopen tot een piek in 1994 (fase II), toen 1,2 miljoen mensen (8,3% van de bevolking)⁸ een besteedbaar huishoudeninkomen onder het niet-veel-maar-toereikendcriterium hadden. Daarna is de trend tot en met 2007 grotendeels afnemend (fase III), al stijgt de prevalentie in 2002 en 2003. De laatste jaren zien we echter een omslag: sinds 2008 loopt de armoede gestaag op (fase IV). Dat jaar verkeerde 5,6% van de bevolking beneden het niet-veel-maar-toereikendcriterium, maar in 2011 was dit gestegen tot

⁸ We beperken ons hier tot een analyse van veranderingen in het aantal armen en in de prevalentie. Daardoor gaan we voorbij aan twee andere aspecten die theoretisch van belang zijn bij het meten van armoede: de inkomensstekorten van de armen, en de ongelijkheid in de verdeling van hun tekorten (zie bijvoorbeeld Jenkins en Lambert, 1997). In de internationale vergelijking die Vrooman (2009: 407-411) verrichtte met behulp van de basisbehoeften- en niet-veel-maar-toereikendcriteria is dit echter wel nagegaan, en werd ook gekeken naar de samengestelde maatstaven die Sen (1976) en Shorrocks (1995) voor de drie armoede-aspecten ontwikkelden. Hieruit kwam naar voren dat vooral de prevalentie bepalend was voor de armoedever verschillen tussen de elf onderzochte landen.

7,1%. In totaal betreft het dan ruim 1,1 miljoen personen, die in circa 520.000 huishoudens⁹ verbleven. Ongeveer een derde van deze groep (2,4% van de bevolking) was langdurig arm: zij verkeerden in 2011 al minstens drie jaar onafgebroken onder het niet-veel-maar-toereikendcriterium. Ramingen op basis van microsimulatie wijzen erop dat de groei zich in 2012 en 2013 zal voortzetten, waardoor we naar verwachting op 7,6 procent arme personen uitkomen – het hoogste niveau deze eeuw. In absolute termen is dat een toename van 317.000 arme mensen in vijf jaar tijd. De piek van het midden van de jaren negentig is daarmee nog niet geëvenaard, maar komt wel in zicht.

Gebruik van het basisbehoeftecriterium voert tot dezelfde conclusies over de trends, al ligt het peil vanzelfsprekend lager wanneer men armoede hieraan afmeet. In 2011 verkeerden 782.000 personen onder deze grens (5% van de bevolking). Volgens de raming loopt dit op tot 822.000 (5,2%) in 2013.

5 Veranderende risicogroepen

Figuur 2 toont voor enkele bevolkingsgroepen hoe het aantal en het aandeel armen tussen 1985 en 2010 – het meest recente IPO-jaar met definitieve cijfers – veranderden, ook in relatie tot de totale omvang van deze sociale categorieën. De cijfers hebben doorgaans betrekking op personen van 18 jaar en ouder; logischerwijs is dat echter niet het geval bij de drie leeftijdsgebonden groepen (kinderen, jongeren en gepensioneerden). We kijken in de analyse van de risicogroepen naar de verschillen tussen het begin- en het eindpunt van onze tijdreeks; de ontwikkelingen in de tussenliggende jaren blijven hier dus buiten beschouwing.

In 2010 waren er in totaal 945.000 armen. De omvang van de ‘bellen’ in de figuur laat zien dat vrouwen, kinderen en alleenstaanden hier een groot deel van uitmaakten; maar ook enkele andere groepen telden meer dan 100.000 armen. De absolute aantallen worden deels bepaald door het aandeel armen per groep.¹⁰ De verticale as van de figuur toont deze armoedeprevalenties. Op het laatste meetpunt lag de prevalentie bij vrouwen, jongeren, tweeverdieners en mensen in loondienst op of onder het gemiddelde van de totale bevolking (6%); maar bij de overige groepen in de figuur 2 was juist sprake van een verhoogd risico. In 2010 was de prevalentie het hoogst bij werklozen en bijstandsontvangers (29%), hoofden van eenoudergezinnen (19%) en mensen van niet-westerse herkomst (14%). Ondanks

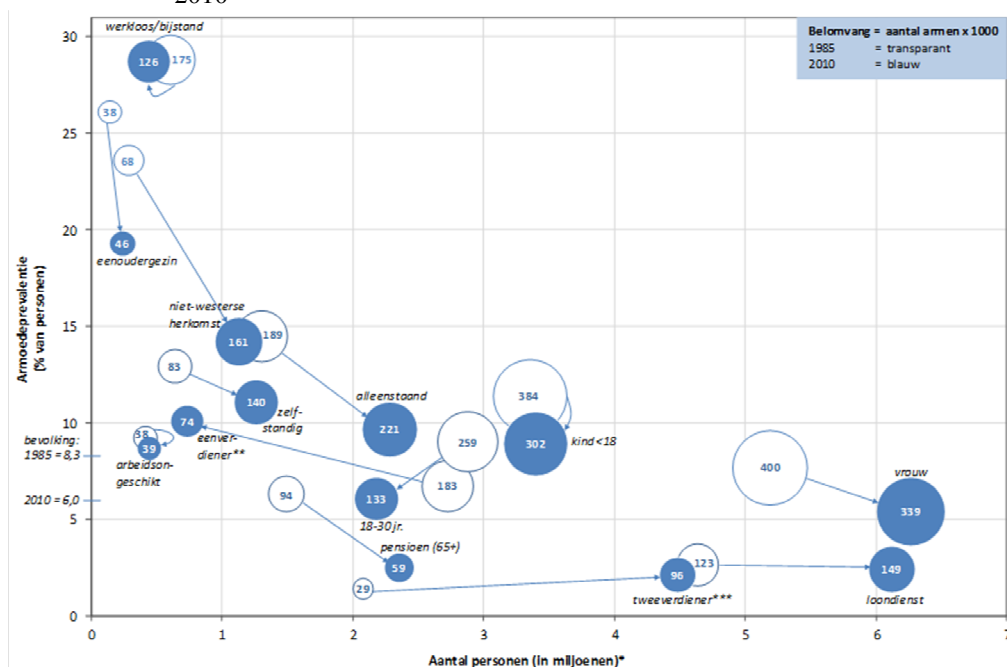
⁹ In de loop der tijd werd het gebruikelijk de mate van armoede vast te stellen op persoonsniveau; dat wil zeggen, men telt het aantal personen waarvan het gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen beneden de armoedegrens ligt. Ook Eurostat en de OESO volgen deze conventie. Een telling van het aantal arme huishoudens gaat voorbij aan het simpele feit dat bij een arm gezin meer mensen door armoede worden getroffen dan in het geval van een arme alleenstaande is.

¹⁰ Volwassen mannen zijn niet in de figuur afgebeeld omdat zij niet tot de risicogroepen behoren: bij hen lag de prevalentie in beide jaren duidelijk beneden het algemeen gemiddelde (6,9% in 1985, 5,0% in 2010; dit komt overeen met respectievelijk 347.000 en 304.000 armen). Zowel bij de aantallen als bij de prevalenties zijn de man-vrouwverschillen in 2010 kleiner dan in 1985.

hun hoge armoederisico is het aantal arme hoofden van eenoudergezinnen echter beperkt (46.000), aangezien deze bevolkingscategorie in totaal slechts 240.000 personen telt.

Tussen deze twee meetpunten nam de armoedeprevalentie uitsluitend toe bij de eenverdieners. Ze was in 1985 en 2010 vrijwel identiek onder de totale groep mensen in loondienst, en bij tweeverdieners, arbeidsongeschikten en werklozen/bijstandontvangers. Voor de overige bevolkingscategorieën daalde het risico de afgelopen kwart eeuw. Die afname was het meest geprononceerd bij eenoudergezinnen en niet-westerse allochtonen (-7 à -9%-punt), en onder alleenstaanden en gepensioneerden (-4 à -5%-punt). Bij de ouderen was de prevalentie in 1985 al benedengemiddeld, maar in 2010 is ze het laagst van alle leeftijdsklassen, en vergelijkbaar met het armoederisico van mensen in loondienst.

Figuur 2 Armoedeprevalentie en aantal (arme) personen in bevolkingsgroepen, 1985 en 2010^a



^a Armoede: personen met een gestandaardiseerd besteedbaar huishoudeninkomen beneden het niet-veel-maar-toereikendcriterium; exclusief institutionele bevolking, uitwonende studenten en onvolledige jaarinkomens.

*Tenzij anders aangegeven: personen van 18 jaar en ouder; **inclusief partners zonder eigen inkomen; exclusief inwonende personen van 18 jaar en ouder; ***beide partners hebben loon of winst als voornaamste inkomensbron; exclusief inwonende personen van 18 jaar en ouder.

Bron: Inkomenspanelonderzoek 1985, 2010 (SCP-bewerking).

Door de ontwikkeling van de prevalenties zou men bij de meeste bevolkingscategorieën verwachten dat het aantal armen tussen 1985 en 2010 kleiner werd of constant bleef; de 'bellen' in de grafiek zouden dan dus in de loop der tijd minder

groot worden, of niet in omvang veranderen. De absolute cijfers kunnen echter ook zijn beïnvloed door wijzigingen in de totale omvang van de groepen (zie de horizontale as van de figuur). De stijgende armoedeprevalentie bij de eenverdieners blijkt dan samen te zijn gegaan met een sterke afname van het aantal armen in deze bevolkingsgroep (van 183.000 naar 74.000); en dat komt doordat de totale groep eenverdieners tussen 1985 en 2010 veel kleiner werd (een afname van 2,7 miljoen naar 740.000 personen). Bij de overige werkenden die in de figuur zijn onderscheiden gebeurde het omgekeerde: de prevalentie bleef constant of werd kleiner, maar het aantal armen nam toe omdat de totale bevolkingscategorie zo sterk groeide. We zien dit patroon zowel bij mensen in loondienst (van 4,6 naar 6,1 miljoen personen, +26.000 armen) als bij zelfstandigen (in omvang verdubbeld, +57.000 armen) en tweeverdieners (ruimschoots verdubbeld, +72.000 armen). Bij alleenstaanden en niet-westerse allochtonen gebeurt hetzelfde, maar dan in extremere mate. Ondanks een forse daling van de prevalentie (al ligt die ook in 2010 nog ruim boven het algemeen gemiddelde) nam het aantal volwassen armen dat tot deze sterk groeiende bevolkingscategorieën behoort toe (met respectievelijk 32.000 en 93.000). Eenoudergezinnen kenden ook de combinatie van een sterk dalende prevalentie binnen een groeiende bevolkingscategorie; in deze verhoudingsgewijs kleine groep resulteert dit echter in een bescheiden stijging van het absolute aantal armen (+8.000). Onder gepensioneerden van 65 jaar en ouder en volwassen vrouwen was de prevalentie in 1985 al vrij laag, en is deze in 2010 verder gezakt. Ondanks de sterke groei van beide categorieën – er kwamen 860.000 ouderen bij, en ruim een miljoen vrouwen – resulteert dit absoluut gezien in minder armen. De stereotype ‘arme oudere’ is hierdoor in Nederland tamelijk zeldzaam geworden. Dit komt doordat de kale AOW zich gunstiger ontwikkelde dan de bijstandsnorm, en doordat nieuwe cohorten ouderen tot voor kort steeds betere aanvullende pensioenen hadden – mede vanwege de stijgende arbeidsdeelname van vrouwen, die tot uiting kwam in hun pensioenaanspraken (zie Soede 2012).

Bij kinderen tot 18 jaar werd de prevalentie ook lager, maar bleef de groepsomvang vrij constant; per saldo verminderde het aantal arme kinderen dan ook met 82.000. Jongeren van 18-30 jaar hadden eveneens te maken met een afnemende prevalentie, en deze groep werd bovendien veel kleiner, waardoor het aantal arme jongeren met 126.000 afnam. De kleinere omvang van de totale groep jongeren is niet alleen demografisch bepaald, maar ook een gevolg van de groeiende onderwijsdeelname, in combinatie met het gegeven dat uitwonende ontvangers van studiefinanciering in de hier verrichte analyses buiten beschouwing blijven.¹¹ Bij werklozen en bijstandontvangers bleef de armoedeprevalentie hoog, maar vooral omdat de totale groep in 2010 bijna 200.000 personen minder telde dan in 1985 is

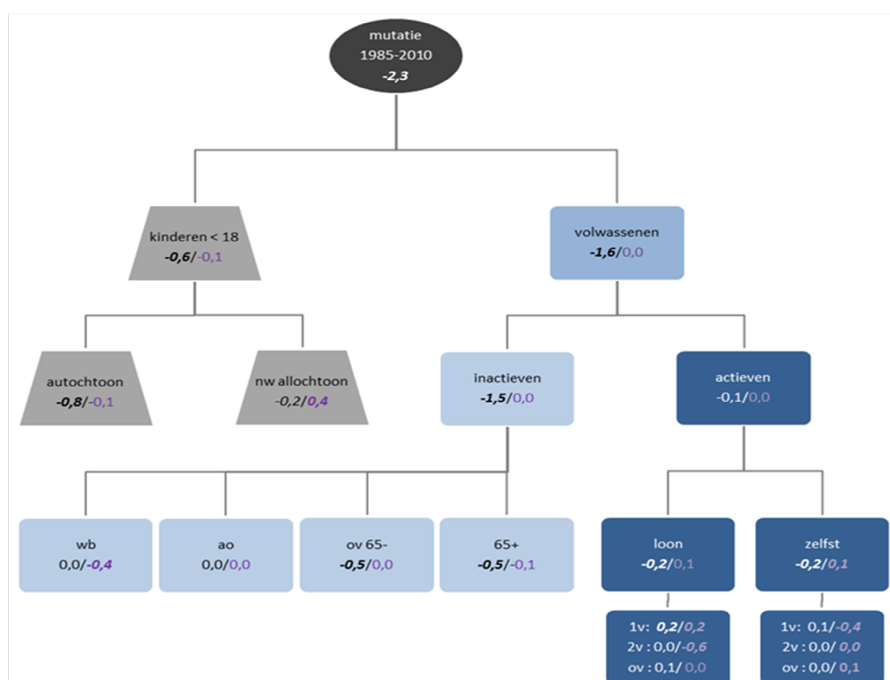
¹¹ Ongeveer 6% van de totale bevolking is niet in de onderzoekspopulatie opgenomen. Het grootste deel (ongeveer driekwart) betreft huishoudens die niet het gehele jaar inkomen hadden (bijvoorbeeld nieuw gevormde huishoudens) en uitwonende studenten; het restant bestaat uit mensen in instellingen, inrichtingen en tehuizen. Deze groepen blijven buiten beschouwing omdat bij hen in het IPO belangrijke inkomenscomponenten niet worden waargenomen (zoals ouderlijke overdrachten aan uitwonende studerende kinderen, de waarde van verzorging in natura van tehuisbewoners).

het aantal armen in deze groep met 49.000 afgenomen. De arbeidsongeschikten, ten slotte, zijn zowel in termen van de prevalentie als van de groepsomvang niet veranderd, waardoor het aantal armen in deze categorie in 1985 en 2010 vrijwel gelijk is.

6 Decompositie van een kwart eeuw veranderende armoede

De hierboven beschreven risicogroepen zijn niet onafhankelijk van elkaar; zo overlappen de een- en tweeverdieners logischerwijs met de zelfstandigen en mensen in loondienst. Om een systematischer beeld te krijgen van de factoren die de armoede-ontwikkeling hebben beïnvloed is daarom een decompositie-analyse verricht.

Figuur 3 Hiërarchische decompositie van armoedemutatie, 1985-2010
(verandering in het totale percentage arme personen, in procentpunten)



zwart: Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsprevalentie

paars: Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsaandeel

cursief: Δ totale armoedeprevalentie $\leq -0,2$ of $\geq 0,2$

nw=niet-westers; **wb**=werkloos/bijstand; **ao**=arbeidsongeschikt; **ov**=overig

1v=eenverdieners (incl. partners zonder eigen inkomsten; excl. inwonende personen 18+); **2v**=tweeverdieners

Leeswijzer: De verandering in de totale armoedeprevalentie (-2,3) wordt uiteengelegd in de bijdragen van de gewijzigde bevolkingsaandelen en prevalenties van de onderliggende groepen. Hierdoor komt het totaal van een niveau overeen met de som van de uitsplitsingen op het eerstvolgende lagere niveau. De totale armoedemutatie is dus gelijk aan de optelling van de bijdragen bij kinderen en volwassenen (-0,6 - 0,1 - 1,6 - 0,0); en de som van de bijdragen bij kinderen (-0,7) is gelijk aan het totaal van de bijdragen bij de autochtone en allochtone subgroepen (-0,8 - 0,1 - 0,2 + 0,4). Er zijn kleine afrondingsverschillen.

De totale verandering in het armoedepercentage tussen 1985 en 2010 (van 8,3 naar 6,0%, ofwel -2,3%-punt) is rekenkundig herleid tot de mutaties in de armoedeprevalentie en in de relatieve omvang van enkele hiërarchisch geordende groepen. Er is gekeken naar de bijdrage aan de armoedemutatie van veranderingen bij kinderen en volwassenen, en van veranderingen in inkomensbron, aantal verdieners, en land van herkomst.¹² De hier gevolgde hiërarchische decompositie is een uitwerking van de methode zoals gehanteerd door De Beer (2001: 268-282; 380-381). Hij verrichtte een soortgelijke analyse voor de periode tot 1997, op basis van de lage-inkomensgrens van het CBS. De Beer concludeerde dat in dit tijdvak de gewijzigde armoederisico's van specifieke groepen het meest bijdroegen aan de ontwikkeling van de armoedeprevalentie onder de bevolking; veranderingen in de groepsaandelen bleken in zijn analyse van ondergeschikt belang.

Figuur 3 toont dat bijna een derde van de afname in armoede (-0,7%-punt) plaatsvond bij kinderen.¹³ De verdere uitsplitsing laat zien dat dit vooral samenhangt met de gedaalde prevalentie bij de autochtonen jonger dan 18 jaar. Dit wordt gemitigeerd door het oplopende aandeel van de niet-westerse allochtone kinderen (bij een licht dalend groepsrisico); vanwege de ontwikkelingen in die groep steeg het armoedecijfer bij niet-westers allochtone kinderen tussen 1985 en 2010 per saldo met 0,2%-punt.¹⁴

Het restant van de daling (-1,6%-punt) vond plaats bij de volwassenen. Dit komt vrijwel uitsluitend op het conto van de lagere armoedeprevalentie bij niet-werkenden. Daarbinnen zien we effecten van het afgenomen aandeel werklozen en bijstandontvangers (-0,4), en van het dalende armoederisico bij gepensioneerden (-0,5) en bij overige inactieven jonger dan 65 jaar (-0,5). Het eerste is vermoedelijk deels een conjunctuureffect, terwijl het tweede samenhangt met de al gememoreerde relatief sterke verhoging van de netto-AOW na 1994 en de betere aanvullende pensioenen van de recentere ouderencohorten. De afname bij de overige inactieven

¹² De analyse is verricht tot en met het laatste jaar waarover definitieve cijfers uit het Inkomenspanel-onderzoek beschikbaar zijn. Om de decompositie overzichtelijk te houden is ze beperkt tot categorieën van enige omvang, waarbij men kan verwachten dat de invloed op het totale armoedepercentage niet wordt verklaard door kenmerken die hoger in de hiërarchie al aan bod kwamen. Eenoudergezinnen en vrouwen (waarbij zich vaak effecten van de inkomensbronnen voordoen) blijven om die reden buiten beschouwing. Er is gekozen voor een ordening waarbij de theoretisch belangrijkste armoededeterminanten (leeftijd, niet/wel werken) voorafgaan aan minder zwaarwegende factoren (type uitkering/werk, land van herkomst).

¹³ In de figuur zijn de bijdragen van de veranderende groepsaandelen steeds in één getal weergegeven, terwijl dit in de decompositie een aantal partiële effecten betreft. Een voorbeeld kan dit verduidelijken (de cursieve cijfers staan niet in de figuur). De mutatie door de gewijzigde groepsprevalentie van alle kinderen (-0,6) is in de analyse uiteengelegd in de bijdragen van veranderende prevalentie en groepsaandelen van autochtone (-0,77 + 0,04) en niet-westers allochtone kinderen (-0,20 + 0,34). De mutatie door de veranderende groepsaandelen van alle kinderen (-0,1) wordt uiteengelegd in de bijdragen van de aandelen van autochtone (-0,14) en allochtone kinderen (+0,05). De totale bijdrage van de veranderende groepsaandelen is bij autochtone kinderen daardoor gelijk aan -0,1 (0,04 - 0,14), en bij allochtone kinderen aan 0,4 (0,34 + 0,05).

¹⁴ Omdat kinderen gewoonlijk niet beschikken over substantiële eigen inkomensbronnen, is die factor bij hen niet opgenomen in de decompositie. Voor de armoedeprevalentie bij kinderen zijn de inkomensbronnen van de ouders vanzelfsprekend wel van belang.

is vanwege databeperkingen moeilijker te duiden.¹⁵ In overeenstemming met figuur 2 zijn de ontwikkelingen bij de arbeidsongeschikten voor de vergelijking van armoede in 1985 en 2010 niet van belang.

Bij de werkende volwassenen blijkt uit de decompositie dat er onderhuids meer speelt dan de bescheiden effecten voor de gehele groep suggereren. Dit wordt duidelijk wanneer men de loontrekkenden en zelfstandigen¹⁶ uitsplitst naar het aantal verdieners. De ontwikkelingen bij de eenverdieners in loondienst deden het armoedepercentage met 0,4%-punt toenemen. Dat komt in gelijke mate door de gestegen prevalentie en een per saldo positief effect van de veranderde groepsaandelen.¹⁷ Daar staat tegenover dat de veranderingen bij de tweeverdieners in loondienst het armoedepercentage met 0,6%-punt lieten afnemen. Dit is uitsluitend een gevolg van de grotere omvang van deze categorie: de ontwikkeling van het in 1985 reeds lage armoederisico van de tweeverdieners in loondienst heeft het totale armoedecijfer nauwelijks beïnvloed.

Bij de zelfstandigen deed de verandering in het aandeel eenverdieners de armoede dalen, wat enigszins gecompenseerd werd door het grotere groepsrisico; er resteert een afname van 0,3%-punt. Onder de tweeverdienende zelfstandigen zijn de bijdragen van veranderingen in de prevalentie en het groepsaandeel aan het totale armoedecijfer verwaarloosbaar.

Het land van herkomst is ook bij de volwassenen in de decompositie bij alle actieve en inactieve categorieën het laagste hiërarchische niveau (niet in de figuur). Bij de vele kleine deelgroepen die zo ontstaan was de invloed van de veranderende prevalenties en groepsaandelen van niet-westerse allochtonen op de mutaties in het totale armoedepercentage gering. Maar alle bijdragen van de groepsaandelen waren positief, en wanneer we die sommeren blijkt de relatieve groei van het aandeel volwassen allochtonen het totale armoedecijfer met 0,5%-punt te hebben opgestuwd. Het gecombineerde effect van de ontwikkelingen bij allochtone kinderen en volwassenen bedraagt 0,6%-punt. Doordat de allochtone groep verhoudingsgewijs sterker groeide dan de autochtone nam het totale armoedecijfer tussen 1985 en

¹⁵ Deze groep bestaat uit pensioenontvangers jonger dan 65 jaar, mensen zonder eigen inkomen (met uitzondering van de partners van eenverdieners, die hier tot de actieven zijn gerekend), en een restcategorie van thuiswonende studenten, ontvangers van alimentatie, mensen met uitsluitend vermogensinkomsten etc. Een consistente vergelijking van beide meetpunten is niet mogelijk, omdat de uitsplitsing binnen de groep 'overig 65-' in het IPO 1985 minder gedetailleerd is. De daling in het armoedepercentage lijkt echter vooral samen te hangen met ontwikkelingen in de genoemde restcategorie.

¹⁶ Hier is voorbijgegaan aan de trendbreuk die zich in 2000 in het IPO voordeed. Figuur 1 duidt erop dat deze beperkte effecten op de totale prevalentie had.

¹⁷ Het saldo van +0,2%-punt vanwege de groepsaandelen is het resultaat van de doorwerking van het afnemende aantal eenverdieners in de groepen loontrekkenden (-0,34; eenverdieners zijn binnen de groep loontrekkenden bovengemiddeld vaak arm, dus de totale armoede daalt als de groep kleiner wordt), actieven (+0,19; loontrekkenden zijn minder vaak arm dan zelfstandigen, dus de totale armoede stijgt als het aandeel eenverdieners kleiner wordt), volwassenen (+0,25; actieven zijn minder vaak arm dan inactieven, dus de totale armoede stijgt als het aandeel eenverdieners kleiner wordt) en de totale bevolking (+0,11; volwassenen zijn minder vaak arm dan kinderen, dus de totale armoede stijgt als het aandeel eenverdieners kleiner wordt).

2010 met 0,9%-punt toe; maar dit werd met -0,3%-punt gedrukt door hun lagere kans op armoede.

Om enig zicht te krijgen op de oorzaken van de armoede-ontwikkeling gedurende de vier fasen die we in figuur 1 zagen, is de hiërarchische decompositie voor deze tijdvakken herhaald. We presenteren in Tabel 2 de uitkomsten voor enkele geselecteerde groepen; de mutaties zijn dus niet altijd optelbaar.

Tabel 2 Decompositie van armoedemutatie in vier fasen, voor enkele groepen*

	1985-1990		1990-1994		1994-2007		2007-2010	
	(-2,6%-punt)		(+2,9%-punt)		(-3,2%-punt)		(+0,6%-punt)	
	Δ (a)	Δ (b)	Δ (a)	Δ (b)	Δ (a)	Δ (b)	Δ (a)	Δ (b)
Loon eenverdiener	-0,4	0,2	0,2	0,1	0,1	0,2	0,1	0,0
Loon tweeverdiener	0,0	-0,1	0,0	-0,1	0,0	-0,3	0,0	0,0
Zelfstandig	-0,3	0,0	0,2	0,0	-0,2	0,1	0,1	0,0
Werkloos/bijstand	0,1	0,0	0,3	0,2	-0,4	-0,7	0,0	0,0
Arbeidsongeschikt	-0,1	0,0	0,1	0,0	-0,1	0,0	0,0	0,0
Overig inactief 65-	-0,5	0,0	0,2	0,0	-0,3	0,1	0,1	0,0
65+	-0,2	0,0	0,2	0,0	-0,5	0,0	0,0	-0,1
Kinderen	-0,8	-0,1	1,1	0,0	-0,9	0,0	0,2	0,0
Niet-westers allochtoon	0,0	0,2	0,5	0,3	-0,9	0,4	0,1	0,1

Δ (a) = Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsprevalentie;

Δ (b) = Δ totale armoedeprevalentie door Δ groepsaandeel.

* Vetgedrukt: bijdrage aan Δ totale armoedeprevalentie $\leq -0,2$ of $\geq 0,2$;

cursief: mitigerende bijdrage in deze fase.

De daling in de periode 1985-1990 blijkt vooral verband te houden met afnemende armoederisico's van kinderen, eenverdieners, zelfstandigen, gepensioneerden, en overig inactieven. Ze wordt enigszins gemitigeerd vanwege de groepsaandelen van eenverdieners en niet-westers allochtonen. De werkloosheidsontwikkeling was in deze periode dus nauwelijks van invloed op de armoedecijfers. In de eerste helft van de jaren negentig nam de armoede daardoor echter wel toe, zowel vanwege het grotere aantal werklozen als hun toenemende armoederisico. Het laatste houdt mogelijk verband met de versoering van de regelingen, waardoor een deel van de groep eerder van WW naar bijstand overging dan voorheen. De armoedestijging tussen 1990 en 1994 kwam ook voort uit de hogere risico's van kinderen (bijna een derde van de totale toename), eenverdieners, zelfstandigen en 65-plussers. De niet-westers allochtone groep deed in deze fase de armoede toenemen door zowel hun groeiend risico als het verhoudingsgewijs grotere aandeel in de bevolking.

De daling in de lange periode 1994-2007 houdt verband met de afnemende risico's bij kinderen, niet-westers allochtonen, ouderen, werklozen, zelfstandigen en overig inactieven; en daarnaast met het vrij forse effect van de kleinere groep werklozen, en van de grotere groep tweeverdieners. De afname wordt in dit tijdvak echter gemitigeerd door de veranderende omvang van de groepen eenverdieners en allochtonen. Over de laatste fase valt nog niet zoveel te zeggen, aangezien we ons

in de decompositie hebben beperkt tot de jaren met definitieve IPO-cijfers, en de sterke stijging in 2011 en de jaren erna dus buiten beschouwing blijft. Het is misschien wel saillant dat we al een bescheiden effect bij zelfstandigen en eenverdieners zien, die relatief hard door de economische crisis worden getroffen. Opmerkelijk is ook dat we in alle deelfasen weinig effecten vanwege de veranderende omvang en risico's van arbeidsongeschikten waarnemen.

De decompositie overziend blijkt de afname in de armoedeprevalentie van de Nederlandse bevolking die zich tussen 1985 en 2010 voordeed (-2,3%-punt) vooral samen te hangen met het lagere armoederisico van gepensioneerden en autochtone kinderen, en de verhoudingsgewijs kleiner wordende groep werklozen en bijstandontvangers. De afname werd gemitigeerd doordat het aandeel kinderen en volwassenen van niet-westerse herkomst relatief sterk groeide. Bij de werkenden zagen we vooral bij mensen in loondienst wat grotere bijdragen aan de totale armoedemutatie; maar hierbij compenseerden de ontwikkelingen bij eenverdieners (meer armoede door een hoger risico en de gewijzigde bijdragen van de groepsaandelen) en tweeverdieners (minder armoede door de groei van de groep) elkaar. Anders dan De Beer (2001) vinden wij in onze decompositie dat de daling in het totale armoedecijfer zowel samenhangt met wijzigingen in de armoedeprevalentie bij bepaalde groepen als met veranderingen in hun aandeel in de bevolking. Dat kan komen doordat we de mutaties over een langere tijdsspanne en gedetailleerder hebben geanalyseerd (niet alleen naar inkomensbron, maar ook naar leeftijd en land van herkomst), en een ander armoedecriterium hebben gebruikt.

7 Conclusies

Uit ons overzicht van de wetenschappelijke literatuur kwam naar voren dat de relatieve grens, die onder andere de Europese Unie gebruikt om armoede vast te stellen, in wezen een maatstaf voor inkomensongelijkheid is. In de praktijk leidt ze regelmatig tot ongeloofwaardige uitkomsten: volgens dit criterium is de armoede in Tsjechië lager dan in Noorwegen, en in Griekenland, Spanje en Portugal de laatste jaren niet of nauwelijks toegenomen – ondanks de grote economische problemen in die landen. Er is daarom behoefte aan een alternatieve methode. De verschillende subjectieve benaderingen van armoede die in de literatuur worden gepropageerd zijn echter niet voldoende betrouwbaar, en de klassieke objectieve budgetbenadering waarmee het armoedeonderzoek rond 1900 ooit begon is heel bewerkelijk. Het SCP ontwikkelde de laatste jaren daarom een nieuwe grens, waarbij twee referentiebudgetten voor een alleenstaande zijn opgesteld. Die worden via equivalentiefactoren naar andere typen huishoudens gegeneraliseerd, en in de loop der tijd geïndexeerd met het voortschrijdend gemiddelde van de feitelijke doorsnee uitgaven aan voeding, kleding en huisvesting; de index stijgt meestal iets meer dan de inflatie, en iets minder dan de welvaart. De referentiebedragen zijn getoetst aan de inkomensnormen van het Nibud en aan de opvattingen van burgers.

Wanneer we de centrale maatstaf van het SCP, het ‘niet-veel-maar-toereikendcriterium’ (1022 euro per maand voor een alleenstaande in 2011), benutten om de armoedeontwikkeling van de afgelopen 25 jaar via het Inkomenspanel-onderzoek te analyseren zijn de uitkomsten goed interpreteerbaar. In de totale Nederlandse bevolking zien we vier fasen. Tussen 1985 en 1990 daalde de armoede, om vervolgens te stijgen naar een hoogtepunt in 1994. Daarna nam de armoede gestaag af, behoudens enkele conjuncturele fluctuaties. Sinds 2008 loopt de armoede weer op, vooral in het laatst gemeten jaar (2011, voorlopige cijfers), wanneer 7,1% van de bevolking beneden de grens zit. Ramingen duiden erop dat deze groei zich in 2012 en 2013 voort zal zetten, waarbij de piek van het midden van de jaren negentig inmiddels in zicht komt. Op grond van het lagere ‘basisbehoeftecriterium’ (934 euro per maand) zijn de trends hetzelfde, al is de armoedeprevalentie dan vanzelfsprekend lager (5% in 2011).

In 2010 – het laatste jaar met definitieve cijfers – was de prevalentie het hoogst bij werklozen en bijstandontvangers, eenoudergezinnen en mensen van niet-westerse herkomst. Over de gehele periode bezien daalde in veel groepen de armoedeprevalentie; alleen bij de eenverdieners liep ze op. Absoluut steeg vooral het aantal werkende armen en arme allochtonen. Terwijl het aantal 65-plussers in 25 jaar sterk groeide, nam het aantal ouderen onder het niet-veel-maar-toereikendcriterium af.

Omdat de risicogroepen deels overlappen, is ook een hiërarchische decompositie uitgevoerd. Daarin is de afname van het armoedepercentage die zich tussen 1985 en 2010 voordeed (van 8,3% naar 6,0%) rekenkundig herleid tot het gewijzigd aandeel van groepen in de Nederlandse bevolking, en tot de mutaties in de armoedeprevalentie. De daling blijkt dan vooral samen te hangen met het lagere armoederisico van gepensioneerden en autochtone kinderen, en de afname in het aandeel werklozen en bijstandontvangers. Deels werd ze tenietgedaan door de verhoudingsgewijs sterke toename van het aandeel kinderen en volwassenen van niet-westerse allochtone komaf. Door de ontwikkelingen bij werkenden veranderde de armoede de afgelopen kwart eeuw nauwelijks. De gewijzigde bevolkingsaandelen en armoedeprevalenties bij eenverdieners in loondienst gingen gepaard met een stijging van het armoedepercentage, die bij tweeverdieners met een daling. In de vier afzonderlijke fasen duidt de decompositie erop dat zowel conjuncturele ontwikkelingen (armoede bij werklozen en zelfstandigen) als meer structurele trends (o.a. minder eenverdieners, meer tweeverdieners, 65-plussers en allochtonen) van belang zijn bij de interpretatie van armoedetrends.

Via de hier gehanteerde benadering verkrijgen we naar onze mening een goed beeld van de ontwikkeling van de omvang en de samenstelling van de groep die de afgelopen kwart eeuw een karig bestaan leidden. Dat houdt echter niet in dat hiermee het laatste woord is gesproken over de juiste methode om armoede in Nederland in kaart te brengen. Een aantal mogelijke verbeterpunten is eigen aan iedere meting die op inkomens is gebaseerd (zie bijvoorbeeld Jenkins en Van Kerm 2009: 44-45). Zo weten we niet hoe de middelen binnen huishoudens worden verdeeld, waardoor we noodgedwongen aannemen dat ze naar rato van de behoeften toeval-

len aan de verschillende gezinsleden. Dit past overigens wel binnen onze benadering van armoede als de *mogelijkheid* om via het inkomen een zelfstandige huishouding te voeren en een minimum aan sociale participatie te realiseren. Ook zou het wenselijk zijn meer inzicht te verkrijgen in eventuele lokale verschillen in behoeften (naar mate van stedelijkheid en landsdeel), al zijn die op de kleine schaal van Nederland vermoedelijk beperkt, en worden bijvoorbeeld hogere transportkosten op het platteland misschien tenietgedaan doordat de woningen er goedkoper zijn.

Een meer fundamenteel punt is dat in de armoedefinitie de beschikbare middelen centraal staan, maar we die niet alle in de meting kunnen verdisconteren. Dit geldt bijvoorbeeld voor informele inkomsten uit arbeid, overdrachten tussen familieleden (zoals die van ouders aan hun studerende kinderen), en kinderalimentatie, die in het Inkomenspanelonderzoek niet worden waargenomen. Over vermogens is wel informatie beschikbaar – vooral onder ouderen en zelfstandigen zijn die vaak aanzienlijk (SCP/CBS 2012: 68-70) – maar deze is niet volledig.¹⁸ Hierbij stelt zich ook het probleem dat vermogen niet altijd kan worden aangewend om de actuele financiële nood te lenigen (bijvoorbeeld omdat het bedrijfsmiddelen betreft, of een huis dat men niet direct kan verkopen), of dat dit niet wenselijk is (bijvoorbeeld als het een spaarpot is voor de oude dag, of voor de studie van de kinderen). Verder kunnen mensen te maken hebben met moeilijk te vermijden kosten (o.a. vanwege chronische ziekten), die niet worden vergoed via de bijzondere bijstand, fiscale aftrekposten of particuliere verzekeringen. Die zijn niet in de budgetten verdisconteerd, waardoor een deel van onze niet-arme groep in de praktijk mogelijk toch geruime tijd niet over de middelen beschikt om hetgeen in Nederland minimaal noodzakelijk is te verwerven. Tenslotte is armoede hier beoordeeld vanuit een statisch perspectief, terwijl een dynamische analyse van de stromen in en uit armoede (zie bijvoorbeeld Bane en Ellwood 1986; Duncan et al. 1993; Fouarge en Layte 2005) mogelijk tot een ander beeld zou leiden. Het Inkomenspanelonderzoek biedt daar ook mogelijkheden toe (vergelijk De Beer 2001; Van Leeuwen en Pannekoek 2002; Vrooman en Hoff 2004: 119-126; Hoff 2010). Op de genoemde punten zou nader empirisch onderzoek dan ook zeer welkom zijn.

Auteurs

Dr. J.C. Vrooman is hoofd van de onderzoeksgroep Arbeid, Inkomen en Sociale Zekerheid bij het Sociaal en Cultureel Planbureau, correspondentieadres: c.vrooman@scp.nl. Drs. J.M. Wildeboer Schut is wetenschappelijk medewerker bij diezelfde onderzoeksgroep.

¹⁸ Het IPO is vanaf 2005 aangevuld met positieve en negatieve vermogensgegevens die betrekking hebben op spaarrekeningen, aandelen, obligaties, onroerend goed en bedrijfsvermogen. Buiten beschouwing blijven echter bankspaarrekeningen en beleggingsproducten gekoppeld aan een hypotheek, en de fiscale oudedagsreserve van ondernemers, de schulden voor huishoudens zonder inkomen uit box 3 (veelal kortlopende leningen), betaalrekeningen, en kleine spaartegoeden (minder dan 500 euro).

Literatuur

- Achterberg, P.H.J. en E. Snel, 2008, Het einde van duurzame armoede? Over 'vertijdelijking' en 'verduurzaming' van armoede, *Sociologie*, vol. 4(1): 53-68.
- Bane, M.J. en D. Ellwood, 1986, Slipping in and out of poverty: the dynamics of poverty spells, *The Journal of Human Resources*, vol. 12(1): 1-23.
- Beer, P.T. de, 2001, *Over werken in de postindustriële samenleving*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Bradshaw, J. (red.), 1993, *Budget standards for the United Kingdom*, Avebury, Aldershot.
- Bradshaw, J., S. Middleton, A. Davis, N. Oldfield, L. Cusworth en J. Williams, 2008, A minimum income standard for Britain – what people think, Joseph Rowntree Foundation/Loughborough University, York.
- Bradshaw, J. en E. Mayhew, 2011, The measurement of extreme poverty in the European Union, European Commission, Brussels.
- Bosch, K. van den, 2001, *Identifying the poor; using subjective and consensual measures*, Ashgate, Aldershot.
- Citro, C.F. en R.T. Michael (red.), 1995, *Measuring poverty: a new approach*, National Academy Press, Washington DC.
- Duncan, G., B. Gustafsson, R. Hauser, G. Schmaus, H. Messinger, R. Muffels, B. Nolan en J.-C. Ray, 1993, Poverty dynamics in eight countries, *Journal of Population Economics*, vol. 6(3): 215-234.
- Durlacher, G., 1965, *De laagstbetaalden*, Wiardi Beckmanstichting, Amsterdam.
- EC, 2011, *Employment and social developments in Europe 2011*, European Commission, Brussels.
- EC, 2012, People at risk of poverty after social transfers, European Commission, Brussels.
- Echtelt, P. van en E. Josten, 2012, Werken voor je geld, in V. Veldheer, J.-J. Jonker, L. van Noije en C. Vrooman (red.), *Een beroep op de burger; minder verzorgingsstaat, meer eigen verantwoordelijkheid? Sociaal en Cultureel Rapport 2012*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Edelman, P.B., 2012, *So rich, so poor: why it's so hard to end poverty in America*, New Press, New York.
- Engbersen, G. en R. van der Veen, 1987, *Moderne armoede: overleven op het sociaal minimum*. Stenfert Kroese, Leiden/Antwerpen.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1996, *Arm Nederland; het eerste jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, VUGA, 's-Gravenhage.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1997, *De kwetsbaren; tweede jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1998, *Effecten van armoede; derde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 1999, *Armoede en verzorgingsstaat; vierde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, G., J.C. Vrooman en E. Snel (red.), 2000, *Balans van het armoedebeleid; vijfde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Engbersen, R. en Th. Jansen, 1991, *Armoede in de maatschappelijke verbeelding (1945-1990); een retorische studie*, Stenfert Kroese, Leiden/Antwerpen.
- Fouarge, D. en R. Layte, 2005, Welfare regimes and poverty dynamics: the duration and recurrence of poverty spells in Europe, *Journal of Social Policy*, vol. 34(3): 407-426.

- Garner, T.I., S. Shipp, D.M. Steiger en T. Manieri, 1998, Subjective assessments of economic well-being: cognitive research at the U.S. Bureau of Labor Statistics, *Focus: revising the poverty measure*, vol. 19(2):43-46.
- Goedhart, Th., V. Halberstadt, A. Kapteyn en B.M.S. van Praag, 1977, The poverty line: concept and measurement, *The Journal of Human Resources*, vol. 12(4): 503-520.
- Goodin, R.E., B. Heady, R. Muffels en H.-J. Dirven, 1999, *The real worlds of welfare capitalism*, Cambridge University Press, Cambridge.
- Guiaux, M., 2011, *Voorbestemd tot achterstand; armoede en sociale uitsluiting in de kindertijd en 25 jaar later*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Hagenaars, A.J.M., 1987a, *The perception of poverty*, Kanters, Alblasterdam.
- Hagenaars, A.J.M., K. de Vos en B.M.S. van Praag, 1987b, *Arm en arm is twee; een empirische vergelijking van armoededefinities*, Ministerie van SZW, Den Haag.
- Hoff, S., 2010, *Uit de armoede werken; omvang en oorzaken van uitstroom uit armoede*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Hoff, S., A. Soede, C. Vrooman, C. van Gaalen, A. Luten en S. Lamers, 2010, *The minimum agreed upon; consensual budget standards for the Netherlands*. The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Jäntti, M. en S. Danziger, 2000, Income poverty in advanced countries, in A.B. Atkinson en F. Bourguignon (red.), *Handbook of income distribution*, vol. 1, Elsevier, Amsterdam.
- Jenkins, S.P. en P.J. Lambert, 1997, Three I's of poverty curves, with an analysis of UK poverty trends, *Oxford Economic Papers*, vol. 49(3): 317-327.
- Jenkins, S.P. en Ph. Van Kerm, 2009, The measurement of economic inequality, in W. Salverda, B. Nolan en T.M. Smeeding, *The Oxford handbook of economic inequality*, Oxford University Press, Oxford.
- Jehoel-Gijsbers, G. en C. Vrooman, 2007, *Explaining social exclusion; a theoretical model tested in the Netherlands*, The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Jehoel-Gijsbers, G. en C. Vrooman, 2008, *Social exclusion of the elderly; a comparative study of EU member states*, Centre for European Policy Studies, Brussels.
- Layte, R., B. Nolan en C.T. Whelan (2000), Targeting poverty; lessons from monitoring Ireland's anti-poverty strategy, *Journal of Social Policy*, vol. 29(4): 553-575.
- Leeuwen, J. van en J. Pannekoek, 2002, To work oneself out of poverty: The Dutch experience 1989-1996, *Review of Income and Wealth*, vol. 48(1): 127-140.
- Mack, J.H. en S. Lansley, 1985, *Poor Britain*, Allan & Unwin, London.
- Muffels, R.J.A., H.-J. Dirven en D.J.A.G. Fouarge, 1995, *Armoede, bestaansonzekerheid en relatieve deprivatie; rapport 1995 – de ontwikkeling in Nederland met bijzondere aandacht voor de situatie met bijzondere aandacht voor de situatie van ouderen en werkenden*, Tilburg University Press, Tilburg.
- Notten, G. en C. de Neubourg, 2011, Monitoring absolute and relative poverty; 'not enough' is not the same as 'much less', *Review of Income and Wealth*, vol. 57(2): 247-269.
- Noordhoff, F., 2008, *Persistent poverty in the Netherlands*, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Oude Engberink, G., J.J. Koole, W. van der Aa, H. Berger, W. Gerritse en A. Botter, 1984, *Minima zonder marge; balans van de sociale minima in tien gemeenten*, GSD Rotterdam, Rotterdam.
- Praag, B.M.S. van, 1971, The individual welfare function in Belgium: an empirical investigation, *European Economic Review*, vol. 2: 337-369.

- Praag, B.M.S. van en A. Kapteyn, 1973, Further evidence on the individual welfare function of income: an empirical investigation in the Netherlands, *European Economic Review*, vol. 4: 33-62.
- Praag, B.M.S. van en A. Ferrer-i-Carbonell, 2004, *Happiness quantified; a satisfaction calculus approach*, Oxford University Press, Oxford.
- Roest, A., A. Lokhorst en C. Vrooman, 2010, *Sociale uitsluiting bij kinderen: omvang en achtergronden*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Runciman, W.G., *Relative deprivation and social justice*, Routledge and Kegan Paul, London.
- SCP, 1980, *Armoede in Nederland*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.
- SCP/CBS, 2012, *Armoedesignalement 2012*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Seebom Rowntree, B., 1901, *Poverty: a study of town life*, MacMillan and Co. Ltd., London.
- Sen, A., 1976, Poverty: An ordinal approach to measurement, in *Econometrica*, vol. 44(2): 219-231.
- Sen, A., 1985, A sociological approach to the measurement of poverty; a reply to professor Peter Townsend, *Oxford Economic Papers*, vol. 37(4): 669-675.
- Shorrocks, A.F., 1995, Revisiting the Sen poverty index, in *Econometrica*, vol. 63(5): 1225-1230.
- Siermann, C.L.J., P.J.J. van Teeffelen en L.J.M. Urlings, 2004, *Equivalentiefactoren 1995-2000*, Centraal Bureau voor de Statistiek, Voorburg.
- Soede, A., 2006, *Naar een nieuwe armoedegrens? Basisbestedingen als maatstaf voor een tekortschietend inkomen*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Soede, A., 2011, *Armoedegrens op basis van de budgetbenadering – revisie 2010*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Soede, A., 2012, *Tevreden met pensioen? Veranderende inkomens en bestedingen bij ouderen*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Soede, A. en C. Vrooman, 2008, *Beyond the breadline; a poverty threshold based on a generalised budget approach*, The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Stinson, L.L., 1997, The subjective assessment of income and expenses: cognitive test results, Bureau of Labor Statistics, Washington.
- Stinson, L.L., 1998, Subjective assessments of economic well-being: wave II - cognitive interviews, Bureau of Labor Statistics, Washington.
- Strengmann-Kuhn, W., 2004, Poverty measurement with the European Community Household Panel, Goethe Universität, Frankfurt am Main.
- Thijssen, J. en J.M. Wildeboer Schut, 2005, Armoede in hoofdlijnen, in C. Vrooman, A. Soede, H.-J. Dirven en R. Trimp, *Armoedemonitor 2005*: 16-52, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Townsend, P., 1979, *Poverty in the United Kingdom; a survey of household standards and standards of living*, Penguin, Harmondsworth.
- Townsend, P., 1985, A sociological approach to the measurement of poverty; a rejoinder to professor Amartya Sen, in *Oxford Economic Papers*, vol. 37(4): 659-668.
- TK, 1962/1963, Wetsontwerp nieuwe regelen betreffende de verlening van bijstand door de overheid (Algemene Bijstandswet, 6796), Handelingen Tweede Kamer 1962/1963, 2 april 1963: 3930.
- Vrooman, J.C., 2009, *Rules of Relief; Institutions of social security, and their impact*, The Netherlands Institute for Social Research|SCP, The Hague.
- Vrooman, C., 2010, Een succesvolle gedaantewisseling? De hervorming van de sociale zekerheid, 1985-2010, *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken*, vol. 26(4): 358-377.

- Vrooman, J.C., en J.W. Altena (red.), 1997, *Armoedemonitor 1997*, Sociaal en Cultureel Planbureau/VUGA, Rijswijk/Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, H.-J. Dirven en J.W. Altena (red.), 1998, *Armoedemonitor 1998*, Sociaal en Cultureel Planbureau/Elsevier bedrijfsinformatie, Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, J.G.J. Thijssen en H.-J. Dirven (red.), 1999, *Armoedemonitor 1999*, Sociaal en Cultureel Planbureau/Elsevier bedrijfsinformatie, Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, J.G.J. Thijssen en H.-J. Dirven (red.), 2000, *Armoedemonitor 2000*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, J.C., E.J. Pommer, L. Trimp en H.-J. Dirven (red.), 2001, *Armoedemonitor 2001*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, C., H.-J. Dirven, S. Hoff en G. Linden (red.), 2003, *Armoedemonitor 2003*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, C., H.-J. Dirven, A. Soede en R. Trimp (red.), 2005, *Armoedemonitor 2005*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, C., S. Hoff, F. Otten en W. Bos (red.), 2007, *Armoedemonitor 2007*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Den Haag.
- Vrooman, J.C. en E. Snel, 1999, Op zoek naar de 'echte armen', in G. Engbersen, J.C. Vrooman en E. Snel (red.), *Armoede en verzorgingsstaat; vierde jaarrapport armoede en sociale uitsluiting*: 15-47, Amsterdam University Press, Amsterdam.
- Vrooman, C. en S. Hoff (red.), 2004, *The Poor Side of the Netherlands; Results from the Dutch 'Poverty Monitor', 1997-2003*, Social and Cultural Planning Office/Statistics Netherlands, The Hague.
- Vrooman, J.C. en S.J.M. Hoff, 2012, The disadvantaged among the Dutch; a survey approach to the multidimensional measurement of social exclusion, *Social Indicators Research* (DOI: 10.1007/s11205-012-0138-1).
- Walker, R., 1987, Consensual approaches to the definition of poverty: towards an alternative methodology, *Journal of Social Policy*, vol. 16(2): 213-226.
- Wiebrens, C.J., 1981, *Inkomen en rondkomen*, Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.

Herverdeling door pensioenregelingen: een integrale analyse van de AOW en de aanvullende pensioenen

Jan Bonenkamp en Harry ter Rele

Dit artikel brengt de herverdeling in kaart die het stelsel van AOW en aanvullende pensioenen met zich meebrengt. Het gaat daarbij om de herverdeling tussen hoog- en laagopgeleiden, en tussen mannen en vrouwen. Voor deze groepen wordt berekend hoe groot het netto profijt van de regelingen over de levensloop is door het saldo te bepalen van ontvangen uitkeringen en betaalde bijdragen. De uitkomsten laten zien dat de regelingen gezamenlijk een sterk nivellerende uitwerking hebben: er is sprake van een forse overdracht van hoog- naar laagopgeleiden en van mannen naar vrouwen. Oorzaak hiervan is vooral dat bij de AOW de bijdragen inkomensafhankelijk zijn, terwijl de uitkeringen dit niet zijn. Een verhoging van de pensioenleeftijd maakt het nivellerende effect van de regelingen kleiner.

1 Inleiding

Herverdeling wordt algemeen gezien als een belangrijk kenmerk van collectieve pensioenstelsels, vooral als het gaat om de eerste pensioenpijler (Wereldbank 1994). Pensioenregelingen in de eerste pijler worden veelal op omslagbasis gefinancierd en herverdelen dus inkomen van werkenden naar gepensioneerden, oorspronkelijk bedoeld om armoede te voorkomen tijdens de periode in het leven waarin werken niet meer mogelijk is. Naast herverdeling tussen generaties, herverdelen collectieve pensioenstelsels ook binnen generaties. Deze intragenerationele herverdeling is het gevolg van het feit dat op individueel niveau de betaalde pensioenpremies vaak losgekoppeld zijn van de daarvoor verkregen uitkeringsrechten. Intragenerationele herverdeling is niet het exclusieve domein van omslaggefinancierde pensioenen, maar speelt ook een rol in de kapitaalgedekte pensioenen.

Deze bijdrage kwantificeert de omvang van de intragenerationele herverdeling in de eerste pijler (AOW) en de tweede pijler (aanvullende pensioenen) van het Nederlandse pensioenstelsel.¹ We concentreren ons daarbij op de overdrachten tussen enerzijds hoog- en laagopgeleiden en anderzijds tussen mannen en vrouwen. De mate waarin Nederlandse pensioenregelingen herverdelen binnen generaties is

¹ Dit artikel is grotendeels gebaseerd op Bonenkamp et al. (2013).

wel eerder partieel onderzocht voor zowel de AOW (Ter Rele 2007) als voor de aanvullende pensioenen (Bonenkamp 2009), maar nog nooit voor beide pensioenpijlers in gezamenlijkheid. Ter Rele (2007) concludeerde dat de overheid een forse herverdeling bewerkstelligt van hoogopgeleiden, met relatief hoge inkomens, naar laagopgeleiden, en dus dat sprake is van een nivellerende uitwerking. Deze uitkomst weerspiegelt de herverdelende functie van de overheid. Bonenkamp (2009) kwam echter tot de conclusie dat de middelloonregelingen in de tweede pijler juist een denivellerende werking hebben: laagopgeleiden betalen voor de hoogopgeleiden, omdat zij gemiddeld minder lang van hun pensioen profiteren, maar gedurende hun werkzame leven wel hetzelfde percentage van het pensioengevend salaris aan premie afdragen (doorsneepremie). Omdat mag worden aangenomen dat pensioenfondsen geen herverdelende functie hebben, en zeker niet van laag- naar hoogopgeleiden, kan deze uitkomst als ongewenst, of zelfs pervers, worden beschouwd. In dit licht bezien is het interessant om na te gaan in hoeverre de onbedoelde herverdeling in de aanvullende pensioenen wordt gecompenseerd door de herverdeling in de AOW die deze basisvoorziening voor ouderen met zich meebrengt.

Een indicatie van de omvang van de herverdeling in beide pensioenregelingen gezamenlijk kan politiek relevant zijn, omdat de uitkomsten van de afzonderlijke regelingen in een bredere context worden geplaatst. Afwegingen over de gewenste vormgeving van de beide afzonderlijke regelingen zouden dan anders kunnen uitvallen. Een integraal beeld van de intragenerationele overdrachten kan beleidsmakers bovendien helpen in hun afweging over de gewenste mate van herverdeling door de pensioenregelingen (*equity*) en de mogelijke neveneffecten ervan op het arbeidsaanbod of de spaarbeslissing (*efficiency*).

Dit artikel is als volgt opgebouwd. Sectie 2 gaat in op de gebruikte rekenmethode en de belangrijkste veronderstellingen. Sectie 3 berekent vervolgens de mate van herverdeling tussen de sociaaleconomische groepen aan de hand van de verschillen in het netto profijt van de pensioenregelingen. Dit gebeurt zowel voor de regelingen apart als voor de regelingen gezamenlijk. In Sectie 4 laten we zien hoe de herverdelingseffecten veranderen als de pensioenleeftijd nog verder wordt verhoogd dan onder de huidige regelingen. Sectie 5 sluit af met de belangrijkste conclusies.

2 Rekenopzet voor de bepaling van de herverdeling

Levensloopbenadering. De berekeningen van de mate van herverdeling bij AOW en aanvullende pensioenen worden uitgevoerd met het model dat is gebruikt in Bonenkamp (2009) voor het berekenen van de herverdeling in de aanvullende pensioenen. Dit model berekent voor alle huidige en toekomstige generaties de ontwikkeling van pensioenpremies en -uitkeringen over de resterende levensloop, rekening houdend met de toekomstige ontwikkeling van de demografie zoals geraamd door het CBS. Het model is uitgebreid met de eerste pijler, zodat ook het

profijt van de AOW-uitkeringen per opleidingsgroep en geslacht kan worden berekend, rekening houdend met de groepsspecifieke overlevingskansen. Ook de lasten van de financiering van de AOW zijn gemodelleerd.

Hoewel alle huidige generaties en ook toekomstige generaties in het model vertegenwoordigd zijn, concentreren we ons in dit artikel vooral op het geboortecohort 1995. In het startjaar van de berekeningen (2011) is dit cohort zestien jaar en heeft dan nog geen verleden opgebouwd in de pensioenregelingen. Binnen dit geboortecohort maken we onderscheid naar geslacht en opleidingsniveau.² Het doel is dus om de structurele overdrachten in kaart te brengen waarmee een nieuwe toetreders geconfronteerd zal worden. Voor de classificatie van opleidingsniveaus volgen we de indeling die doorgaans wordt gehanteerd door het CBS. Deze classificatie kent vier opleidingsniveaus:

- laag: maximaal basisschool;
- laag middelbaar: voorbereidend middelbaar beroepsonderwijs (vmbo);
- hoog middelbaar: middelbaar beroepsonderwijs (mbo), hoger algemeen voortgezet onderwijs (havo), voorbereidend wetenschappelijk onderwijs (vwo);
- hoog: hoger beroepsonderwijs (hbo), wetenschappelijk onderwijs (wo).

Het model kent dus in totaal acht levenspaden, waarbij rekening wordt gehouden met de verschillen in loonniveaus, arbeidsparticipatie en sterftেকansen tussen de sociaaleconomische groepen. Op basis van de geldende instituties (zoals belasting- en premietarieven, en AOW- en pensioenrechten) worden vervolgens de lasten en baten berekend die elk van de groepen gedurende het leven heeft van de beide regelingen. Hiervan wordt de contante waarde berekend, waarbij verondersteld wordt dat de reële discontovoet 3% is en de jaarlijkse productiviteitsgroei 1,5%.³ Bij de analyse van de uitkomsten staat het netto profijt van de groepen centraal, dat wil zeggen het saldo van de ontvangen uitkeringen en betaalde premies. Herverdeling door pensioenregelingen binnen een cohort wordt gedefinieerd als het verschil in netto profijt tussen groepen.

Zoals gezegd, de metingen van de herverdeling omvatten de gehele levensloop vanaf zestien jaar. De reden dat we de gehele levensloop in de analyse betrekken is dat er gedurende die levensloop grote fluctuaties zijn in het netto profijt. Men betaalt immers premie gedurende het werkzame leven en ontvangt pas later de AOW-uitkering en het aanvullende pensioen. Alleen met een levenslooppemeting kan dus een zuivere indicatie van het netto profijt worden bepaald, en de verschillen hierin tussen de groepen. Ook kan dan rekening worden gehouden met verschillen in le-

² Voor de startleeftijd van zestien jaar is gekozen omdat personen uit de laagste opleidingscategorie (maximaal basisonderwijs) rond die leeftijd beginnen te participeren op de arbeidsmarkt. We houden er rekening mee dat personen met een hoger opleidingsniveau later de arbeidsmarkt betreden.

³ Deze aannames zijn overgenomen van de EU-studies die de lange termijn houdbaarheidspositie van de overheidsfinanciën onderzoeken voor EU-landen (zie European Commission 2011). Het CPB neemt deze aannames doorgaans over, ook bij de berekening van het netto profijt van de pensioenregelingen.

vensverwachting en in het profijt van AOW- en pensioenuitkeringen die daarvan het gevolg zijn.⁴

De regelingen. De AOW-uitkeringen zijn conform de regeling uniform.⁵ De AOW-lasten bestaan uit twee delen. In de eerste plaats is dit de AOW-premie. Deze premie is beperkt tot 17,9% van het belastbare inkomen in de eerste twee belastingstijven, waarbij de inkomsten van het AOW-fonds verkleind worden door verrekening van de heffingskortingen. Ter dekking van de uitgaven is aanvullende financiering nodig vanuit belastingmiddelen die in onze berekening proportioneel wordt omgeslagen over alle belastingbetalers naar rato van hun bruto loon-, AOW- en pensioeninkomen. Deze aanvullende financiering dekte in 2011 ongeveer 30% van de uitkeringen, maar dit aandeel zal door de vergrijzing in 2040 zijn opgelopen tot circa 60%.

Wat betreft de aanvullende pensioenen bevat het model een regeling die zoveel mogelijk lijkt op een doorsnee pensioencontract in Nederland. In deze regeling zijn voor de huidige en toekomstige generaties de pensioenuitkeringen afhankelijk van het gemiddelde inkomen dat een deelnemer gedurende zijn of haar carrière verdient (middelloonregeling).⁶ Het jaarlijkse opbouwpercentage bedraagt 2% per jaar tot 2015 en wordt daarna verlaagd naar 1,75% conform het Regeerakkoord van het kabinet Rutte II, zodat een dienstverband van 40 jaar een pensioen oplevert van 70% van het gemiddeld verdiende loon. Het rendement op de pensioenbetalingen is 5% en de pensioenfranchise is gelijk aan 12,7 duizend (dzt) euro (in 2011). De pensioenopbouw en -uitkeringen zijn voor drie kwart gekoppeld aan de loongroei (3,5%) en voor een kwart aan prijsinflatie (2%). De doorsneepremie is actuarieel fair en financiert elk jaar de nieuwe aangroei van pensioenrechten, rekening houdend met de toekomstige ontwikkeling van de levensverwachting, de pensioenrichtleeftijd en de indexatietoekenning.⁷ We houden geen rekening met onzekerheid in het model, zodat het pensioenfonds niet met dekkingstekorten of -overschotten wordt geconfronteerd. Deze vereenvoudiging is te rechtvaardigen in

⁴ Metingen van hervreiding door overheidsregelingen die (een groot deel van) de levensloop omvatten zijn naast Ter Rele (2007) voor Nederland eerder uitgevoerd door Nelissen (1998). Voor de Verenigde Staten is dit eerder gedaan door Gustman en Steinmeier (2000), Liebman (2001) en voor het Verenigd Koninkrijk en Australië door Falkingham en Harding (1996). Naast Bonenkamp (2009) zijn bij de aanvullende pensioenen metingen van hervreiding over de levensloop en tussen opleidingsgroepen eerder uitgevoerd door onder andere Nelissen (1994, 1999) en Nelissen et al. (2011).

⁵ De AOW-uitkering is uniform in de zin dat deze niet afhankelijk is van het arbeidsverleden. Wel is de uitkering afhankelijk van burgerlijke staat en verblijfsjaren in Nederland.

⁶ De huidige generaties hebben uiteraard al pensioenrechten opgebouwd in het verleden. Omdat onze analyse zich richt op een nieuwe toetredende zonder verleden in het fonds, spelen die bestaande rechten een ondergeschikte rol. Ze zijn alleen relevant voor de aanvullende financiering van de AOW-lasten die proportioneel met bruto loon- en pensioeninkomen wordt verdeeld over alle huidige generaties. De bestaande rechten zijn zodanig gekalibreerd dat de pensioenuitkeringen gelijk zijn aan die in de data (namelijk 32 mld euro in 2011).

⁷ Met de gehanteerde parameters en demografische projecties is de doorsneepremie in het startjaar 25% van het pensioengevend salaris. Over de tijd daalt de premie geleidelijk naar 18% als gevolg van de verlaagde pensioenopbouw per 2015 en de verhogingen van de pensioenrichtleeftijd.

het kader van deze studie waarin we primair geïnteresseerd zijn in de verwachte (ex-ante) herverdelingseffecten, dat wil zeggen overdrachten die optreden ongeacht de financiële situatie van het pensioenfonds.

Het tijdspad van de AOW-leeftijd en de pensioenrichtleeftijd is gebaseerd op het regeerakkoord, waarin de AOW-leeftijd geleidelijk verhoogd wordt naar 67 jaar in 2021. Dit gaat in stappen van één maand per jaar in de periode 2013-2015, drie maanden per jaar in 2016-2018 en vier maanden per jaar in 2019-2021. Na 2021 wordt de AOW-leeftijd gekoppeld aan de levensverwachting voor 65-jarigen zoals geraamd door het CBS. De aanpassingen van de AOW-leeftijd vinden plaats in stappen van drie maanden. Bij de recente CBS 2012 projectie impliceert dit dat de AOW-leeftijd in 2060, het laatste jaar van de projectie, 71 jaar en 6 maanden is. De pensioenrichtleeftijd gaat in 2014 in één keer naar 67 jaar. Daarna wordt deze ook gekoppeld aan de levensverwachting met dit verschil dat de verhoging tien jaar eerder ingaat dan die van de AOW-leeftijd en in stappen van één jaar gaat.

Door de tijdsafhankelijkheid van de regelingen, worden latere geboortecohorten geleidelijk aan geconfronteerd met hogere AOW- en pensioenrichtleeftijden. Het spilcohort in onze analyse (met geboortjaar 1995) zal volgens de huidige projecties pas op leeftijd 71 jaar en 6 maanden voor het eerst AOW ontvangen. Gebaseerd op eerdere CPB studies, nemen we aan dat een stijging van de AOW-leeftijd geen effect heeft op de groep die vóór de leeftijd van 55 jaar uittreedt. Voor de 60-plus groep geldt dat uittreden met een half jaar wordt uitgesteld als de AOW-leeftijd met één jaar wordt verhoogd en voor de groep die tussen 55 en 60 jaar uittreedt, veronderstellen we een effect gelijk aan de helft van het effect in de 60-plus groep (CPB 2008).

Inkomen en levensverwachting naar opleiding. Een belangrijke variabele is het verdiende inkomen naar geslacht en opleidingsniveau. Het inkomen bepaalt immers de afdrachten voor de financiering van de AOW, de pensioenpremies en de hoogte van het aanvullend pensioen en is daarmee, zoals hierna zal blijken, een zeer bepalende factor voor de verschillen in netto profijt.

Tabel 1 Bruto looninkomens over het leven voor de acht groepen van het geboortecohort 1995 (contante waarden in dzd euro's)

	Laag	Laag middelbaar	Hoog middelbaar	Hoog	Gemiddeld
Mannen	586	757	924	1356	988
Vrouwen	185	298	464	820	497
Aandeel in %	7	18	44	31	

Tabel 1 presenteert de contante waarde van het bruto looninkomen over het leven voor de acht groepen. Deze looninkomens zijn berekend door voor elke leeftijd het bij de betreffende groep geldende voltijds looninkomen te vermenigvuldigen met

de bijbehorende participatiegraden (in arbeidsjaren).⁸ De verschillen blijken groot. Bij de mannen is het levensinkomen van hoogopgeleiden gemiddeld ruim het dubbele van het levensinkomen van laagopgeleiden, namelijk 1356 dzd euro tegenover 586 dzd euro. Ook verdienen mannen gemiddeld ruwweg twee keer zoveel als vrouwen.

Tabel 2 Resterende levensverwachting op 20-jarige en 65-jarige leeftijd voor de acht groepen van het geboortecohort 1995

	Laag	Laag middelbaar	Hoog middelbaar	Hoog	Gemiddeld
Mannen					
20 jaar	64,8	65,9	67,1	69,6	67,4
65 jaar	23,3	23,4	24,1	26,0	24,4
Vrouwen					
20 jaar	67,2	69,1	70,7	70,9	70,2
65 jaar	24,5	25,8	27,0	26,9	26,6

Naast inkomen, is ook de levensverwachting een belangrijke determinant van de omvang van de hervreiding. Tabel 2 presenteert de resterende levensverwachtingen op 20-jarige leeftijd en op 65-jarige leeftijd naar geslacht en opleidingsniveau voor het geboortecohort 1995. Het gaat daarbij om de dynamische levensverwachting, gebaseerd op de bevolkingsprognose van het CBS voor 2012. Dit betekent dat we werken met ramingen van de sterftekanen en dat elk cohort geconfronteerd wordt met de eigen levensverwachting. Bijvoorbeeld, voor een 20-jarige in 2011 rekenen we met de sterftekanen van een 21-jarige in 2012, met die van een 22-jarige in 2013, etc. Omdat de verschillen in de veranderingen in de sterftekanen naar opleidingsniveau over de tijd statistisch niet significant blijken te zijn, hebben we aangenomen dat de relatieve verschillen tussen de opleidingsgroepen binnen beide geslachten gelijk blijven in de toekomst.⁹

De tabel laat zien dat de verschillen in levensverwachting zowel tussen mannen en vrouwen als tussen opleidingsgroepen fors zijn. Zo ligt de levensverwachting van vrouwen gemiddeld bijna 3 jaar hoger dan die van mannen. Verder bedraagt het verschil in de levensverwachting van hoog- en laagopgeleiden op 20-jarige leeftijd 5 jaar voor mannen en bijna 4 jaar voor vrouwen. Ook op hogere leeftijd zijn de verschillen tussen opleidingsgroepen nog steeds aanzienlijk. De resterende

⁸ De profielen zijn dus niet maatgevend voor een vergelijking tussen een voltijds laagopgeleide en een voltijds hoogopgeleide. Cijfers over voltijds lonen per jaar naar opleidingsniveau zijn afkomstig van CBS (2010) en cijfers over arbeidsparticipatie naar opleiding van CBS (2009). Zie Bonenkamp et al. (2013) voor meer toelichting.

⁹ Zie Bonenkamp et al. (2013) voor een nadere beschrijving van de berekening van deze levensverwachtingen. Voor nadere informatie over de verschillen in levensverwachting, zie bijvoorbeeld Mackenbach et al. (1997). Hoewel in Nederland de verschillen in de feitelijke levensverwachting tussen hoog- en laagopgeleiden weinig is veranderd in de afgelopen tien jaar, blijkt uit recente CBS-cijfers dat de levensverwachting zonder chronische ziektes voor de lager opgeleiden verder achterblijft vergeleken met de hoogst opgeleiden.

levensverwachting op 65 jaar van een hoogopgeleide man is nog bijna 3 jaar hoger dan die van een laagopgeleide man. Voor vrouwen is dit verschil 2,5 jaar.

Kanttekeningen. Een paar kanttekeningen bij onze analyse zijn op zijn plaats. Ten eerste beperken we ons tot de intragenerationele overdrachten in het collectieve pensioenstelsel. Herverdeling tussen sociaaleconomische groepen speelt echter ook op andere terreinen van de overheid, zoals het belastingstelsel en in de zorg. Ten tweede betreffen de berekeningen gestileerde gevallen. Per onderscheiden groep wordt een berekening uitgevoerd voor het gemiddelde van die groep waardoor de heterogeniteit in de samenleving niet volledig zichtbaar wordt. Ten derde wordt bij de herverdeling geen rekening gehouden met de huishoudelijke samenstelling waardoor de welvaartspositie van de afzonderlijke personen binnen de groepen niet goed kan zijn weergegeven. Ten vierde is bij het aanvullende pensioen uitgegaan van de doorsnee regeling in Nederland. Het Nederlandse pensioenstelsel bestaat echter uit vele verschillende pensioenfondsen die op sector- of ondernemingsniveau georganiseerd zijn. Het is goed mogelijk dat in werkelijkheid het deelnemersbestand per pensioenfonds homogener is dan de representatieve Nederlandse beroepsbevolking die ten grondslag ligt aan deze berekeningen.

Tot slot is van belang dat de AOW-premie deel uitmaakt van de totale belasting- en premieheffing, en dat de beleidsmatige aandacht vooral naar dit laatste uitgaat. In dit licht kan de hier gevolgde, institutionele, toerekening van de premie over de eerste twee schijven, gerelativeerd worden. Immers, er is binnen de schijven een uitruil mogelijk tussen AOW-premie en belastingheffing die de toerekening van de AOW-premie over inkomensgroepen sterk beïnvloedt maar die geheel neutraal is voor het stelsel van collectieve regelingen als geheel.¹⁰

3 De herverdeling door de collectieve pensioenregelingen

Intragenerationele herverdeling. Hoe groot zijn de herverdelingseffecten in de AOW en de aanvullende pensioenen? Tabel 3 presenteert voor mannen (bovenste deel) en vrouwen (onderste deel) het profijt van de uitkeringen, de lasten van de financiering en het netto profijt. De cijfers betreffen contante waarden over de levensloop. De tabel presenteert deze cijfers voor de AOW en pensioenen afzonderlijk en voor beide regelingen gecombineerd.

Het netto profijt van de regelingen gecombineerd blijkt sterk te verschillen tussen de opleidingsgroepen en geslachten. Het neemt aanzienlijk af met de opleiding.

¹⁰ Bij de toerekening van de lasten wordt hier dus deels de institutionele vormgeving gevolgd: de premie-inkomsten worden ook gezien als middelen ter dekking van de AOW-uitgaven. Een alternatief zou zijn om deze institutionele koppeling los te laten en de lastenverdeling in overeenstemming te laten zijn met die van de belasting- en premieheffing van het geheel. Om de gevoeligheid van een andere aanname te onderzoeken presenteren we in Bonenkamp et al. (2013) een variant waarin de aanvullende financiering niet proportioneel maar degressief met het inkomen wordt gefinancierd. Dit alternatief verkleint de herverdeling weliswaar iets maar leidt niet tot andere conclusies.

Bij vrouwen daalt het netto profijt van een positieve waarde van 55 dzd euro voor de laagste opleiding naar een negatieve waarde van 70 dzd euro voor de groep met de hoogste opleiding. Bij de mannen laat het netto profijt bij de laagste opleiding al een negatieve waarde van 37 dzd zien en daalt zelfs naar een negatieve waarde van 144 dzd voor de hoogste opleiding. Daarnaast is er een forse overdracht van mannen naar vrouwen. De laatste kolom laat zien dat het gemiddelde netto profijt bij mannen met 110 dzd euro sterk negatief is terwijl vrouwen per saldo een klein positief profijt van 8 dzd euro hebben. Gemiddeld is sprake van een sterk negatief netto profijt. De oorzaak hiervan zal worden behandeld later in deze paragraaf.

Tabel 3 Baten en lasten van beide regelingen over de levensloop (in dzd euro's)

	Laag	Laag middelbaar	Hoog middelbaar	Hoog	Gemiddeld
Mannen					
Uitkeringen	117	141	175	273	191
AOW	69	72	75	84	77
pensioenen	47	69	99	189	115
Financiering (-)	-154	-222	-287	-417	-301
AOW	-97	-142	-178	-231	-180
pensioenen	-57	-80	-109	-185	-121
Netto profijt	-37	-81	-112	-144	-110
AOW	-28	-71	-103	-147	-103
pensioenen	-9	-10	-10	4	-6
Vrouwen					
Uitkeringen	89	107	136	197	141
AOW	77	83	89	89	87
pensioenen	12	24	47	108	55
Financiering (-)	-34	-56	-114	-266	-133
AOW	-20	-30	-68	-164	-80
pensioenen	-13	-25	-46	-102	-53
Netto profijt	55	51	22	-70	8
AOW	56	53	21	-75	6
pensioenen	-2	-1	1	6	2

De uitsplitsing in AOW en pensioenen maakt duidelijk dat het verloop van het totale netto profijt wordt gedomineerd door de AOW. Het netto profijt van de AOW alleen varieert tussen een positieve waarde van 56 dzd euro voor laagopgeleide vrouwen en een negatieve waarde van 147 dzd voor hoogopgeleide mannen. De oorzaak hiervan is dat de verschillen in de lasten van de financiering tussen de opleidingsgroepen veel groter zijn dan de verschillen in het profijt van de uitkering. De lasten hangen sterk af van het (levens)inkomen en nemen daardoor sterk toe met de opleiding, en zijn bij mannen veel hoger dan bij vrouwen.¹¹ De verschillen in het profijt van de uitkeringen zijn kleiner. Deze zijn geheel toe te rekenen aan de verschillen in levensverwachting, waardoor ze het verschil in netto profijt tussen

¹¹ Zoals vermeld in Sectie 2 bestaan de financieringslasten van de AOW uit twee componenten. Zie voor een nadere beschouwing hiervan Bonenkamp et al. (2013).

hoog- en laagopgeleiden enigszins dempen, maar het verschil tussen mannen en vrouwen juist vergroten.¹²

Bij de aanvullende pensioenen zijn de verschillen in netto profijt veel kleiner dan bij de AOW. Het levensprofijs van de uitkeringen neemt toe met het opleidingsniveau. Dit komt enerzijds door de hogere levensverwachting van hoger opgeleiden ten opzichte van lager opgeleiden, maar anderzijds door hun hogere levensinkomen. Anders dan bij de AOW zijn bij de aanvullende pensioenen de ontvangen uitkeringen rechtstreeks gekoppeld aan het verdiende levensinkomen. De tabel laat tevens zien dat voor een gegeven opleidingsniveau het levensprofijs van uitkeringen beduidend hoger is voor mannen dan voor vrouwen: dit betekent dat de hogere levensverwachting van vrouwen volledig teniet wordt gedaan door hun overwegend lagere inkomens. Per saldo vindt er in de aanvullende pensioenen herverdeling plaats van laag- naar hoogopgeleiden. Voor mannen stijgt het netto profijt van een negatief bedrag van 9 dzd euro voor de laagste groep tot een positief bedrag van 4 dzd euro voor de hoogste groep. Voor vrouwen varieert het netto profijt van een negatieve waarde van 2 dzd euro voor de laagste groep tot een positieve waarde van 6 dzd euro voor de hoogste groep. Naast een herverdeling van laag- naar hoogopgeleiden, herverdelen de aanvullende pensioenen dus ook van mannen naar vrouwen: mannen hebben gemiddeld een negatief netto profijt van 6 dzd euro terwijl vrouwen een (klein) positief netto profijt hebben van 2 dzd euro.

De overdrachten bij de aanvullende pensioenen worden veroorzaakt door verschillen in levensverwachting in combinatie met het doorsneesysteem (uniforme premie en opbouw): de actuariële waarde van één euro pensioenopbouw is voor deelnemers met een hoge levensverwachting hoger dan voor deelnemers met een lage levensverwachting, omdat die ene euro waarschijnlijk langer uitbetaald moet worden en tegelijkertijd de daarvoor benodigde premie gemiddeld minder lang kan renderen omdat hoger opgeleiden doorgaans later de arbeidsmarkt betreden. In de premieheffing wordt daar echter geen rekening mee gehouden en betaalt elke deelnemer als percentage van de pensioengrondslag dezelfde pensioenpremie. Op deze manier wordt de pensioenopbouw van deelnemers met een hoge levensverwachting (vrouwen, hoogopgeleiden) deels gesubsidieerd door deelnemers met een lage levensverwachting (mannen, laagopgeleiden).¹³

Tabel 4 drukt de netto profijten uit als aandeel van het bruto looninkomen over de levensloop. Dit geeft een betere indruk van het belang van de regelingen voor de

¹² In Bonenkamp et al. (2013) is de gevoeligheid van de uitkomsten bepaald voor onder andere een lagere discontovoet. Een lager disconto leidt tot een hoger netto profijt voor alle groepen omdat de uitkeringen verder weg liggen in de toekomst dan de lasten en de verlaging van het disconto hierop dus een groter effect heeft. Dit speelt vooral bij de laagopgeleiden omdat hun uitkeringen relatief groot zijn ten opzichte van de lasten. De totale herverdeling wordt hierdoor vergroot en dus ook het nivellerende effect ervan.

¹³ Deze herverdeling van deelnemers met een lage naar deelnemers met een hoge levensverwachting speelt niet alleen bij de AOW en de aanvullende pensioenen. Als mensen met een laag opleidingsniveau een pensioentekort hebben en willen bijsparen in de derde pijler is dat voor hen gemiddeld gezien relatief duur omdat het gespaarde vermogen met een te lage conversiefactor in een annuïteit wordt omgezet.

betreffende groepen. De verschillen in netto profijt zijn ook dan groot. Het netto profijt van de beide regelingen gecombineerd, varieert dan bij de vrouwen van een positieve waarde van 29,6% voor de laagst opgeleide groep tot een negatieve waarde van 8,5% voor de hoogst opgeleiden. Bij de mannen zijn de verschillen kleiner. Daar varieert het netto profijt tussen negatieve waarden van 6,3% voor de laagst opgeleiden en 12,1% voor de op één na hoogst opgeleide groep. Ook zijn er verschillen tussen mannen en vrouwen. Gemiddeld hebben mannen een negatief netto profijt van 11%, terwijl vrouwen een positief netto profijt van 5,8% hebben.

Niet alleen in absolute bedragen, maar ook in procenten levensinkomen blijkt dat het verloop van het totale netto profijt wordt gedomineerd door de AOW. Het netto profijt van de AOW daalt bij de mannen van een negatieve waarde van 4,7% voor de laagst opgeleiden naar 11% voor de hoogst opgeleiden. Bij de vrouwen is deze daling nog veel scherper, van een positieve waarde van 30,5% naar een negatieve waarde van 9,2%. Dit verloop wordt vooral veroorzaakt door de uitkeringen, waarvan het belang afneemt met het stijgen van het inkomen. Dit is vooral het geval bij de vrouwen, waar het profijt van de uitkeringen bij de lage opleidingen erg hoog is door de zeer lage noemer. De financieringslasten variëren veel minder. Bij de mannen zijn ze zelfs relatief constant.

Tabel 4 Baten en lasten van regelingen over de levensloop (% bruto levensinkomen)

	Laag	Laag middelbaar	Hoog middelbaar	Hoog	Gemiddeld
Mannen					
Uitkeringen	19,9	18,6	18,9	20,1	19,3
AOW	11,8	9,5	8,2	6,2	8,1
pensioenen	8,1	9,2	10,8	13,9	11,1
Financiering (-)	-26,2	-29,4	-31,0	-30,7	-30,3
AOW	-16,6	-18,8	-19,3	-17,1	-18,4
pensioenen	-9,7	-10,6	-11,8	-13,7	-11,9
Netto profijt	-6,3	-10,7	-12,1	-10,6	-11,0
AOW	-4,7	-9,3	-11,1	-10,9	-10,2
pensioenen	-1,6	-1,4	-1,0	0,3	-0,8
Vrouwen					
Uitkeringen	47,8	35,9	29,2	24,0	30,6
AOW	41,4	27,8	19,1	10,8	20,5
pensioenen	6,5	8,1	10,1	13,1	10,2
Financiering (-)	-18,2	-18,6	-24,6	-32,5	-24,8
AOW	-10,9	-10,2	-14,7	-20,0	-14,8
pensioenen	-7,3	-8,5	-9,9	-12,4	-10,0
Netto profijt	29,6	17,3	4,6	-8,5	5,8
AOW	30,5	17,7	4,4	-9,2	5,7
pensioenen	-0,8	-0,4	0,2	0,7	0,1

Bij de aanvullende pensioenen neemt het belang van de premies (uitgedrukt als percentage levensinkomen) toe met het opleidingsniveau. Dit heeft twee oorzaken: in de eerste plaats is het voltijds loon van laagopgeleiden aan het begin van de carrière lager dan de pensioenfranchise, waardoor nog geen pensioenopbouw plaats-

vindt (en dus ook geen premies worden betaald). Daar komt bij dat, indien wel pensioen wordt opgebouwd, voor laagopgeleiden het aandeel van de pensioengrondslag (waarover premies worden betaald) in het looninkomen kleiner is dan voor hoogopgeleiden omdat de franchise relatief hoog is voor deze groep. De relatief hogere premiebetalingen werken via het systeem van pensioenopbouw ook direct door in de uitkeringen, deze stijgen ook als aandeel van het inkomen met de opleiding. Dit patroon wordt nog versterkt door de positieve samenhang tussen levensverwachting en opleiding. Het netto profijt stijgt per saldo voor mannen van een negatieve waarde van 1,6% naar een positieve waarde van 0,3%, en voor vrouwen van een negatieve waarde van 0,8% naar een positieve waarde van 0,7%.

Samenvattend kan geconcludeerd worden dat de pensioenregelingen gezamenlijk een sterk nivellerende uitwerking hebben. Tegenover het denivellerende effect van de aanvullende pensioenen staat een veel grotere uitwerking van de AOW.

Negatief netto profijt. We hebben eerder geconstateerd, bij de bespreking van Tabel 4, dat het netto profijt van de AOW overwegend negatief is. De oorzaak hiervan is gelegen in de combinatie van het gegeven dat de AOW een omslagstelsel kent en de aanname dat de discontovoet (3%) groter is dan de som van de productiviteitsgroei (1,5%) en de bevolkingsgroei (op jaarbasis ruwweg nihil). Daardoor zal de contante waarde van het saldo van de uitkeringen en de financieringslasten voor een cohort over het gehele leven gemeten gemiddeld negatief zijn. Immers, de hoogte van de AOW-uitkering groeit weliswaar, ruwweg, mee met de productiviteit en wordt daardoor groter dan de uitkering waarvoor gedurende de werkzame periode premie is betaald. Echter, de discontovoet waarmee deze toekomstige uitkering vervolgens contant wordt gemaakt, is groter dan deze groeivoet, waardoor de contante waarde van de AOW-uitkering uiteindelijk lager uitvalt dan die van de financieringslasten.¹⁴

4 Verdere verhoging van de AOW- en pensioenrichtleeftijd

Herverdelingseffecten. Het is niet ondenkbaar dat beleidsmakers in de toekomst besluiten de AOW- en pensioenrichtleeftijd nog verder te verhogen. Tabel 5 presenteert de herverdelingseffecten van een scenario waarin de AOW- en pensioenrichtleeftijd op de middellange termijn sneller omhoog gaan dan in het Regeerakkoord. We nemen aan dat tussen 2021 en 2040 aanpassingen in de AOW-leeftijd in stappen van vier maanden gaan in plaats van drie maanden. Na 2040 wordt weer teruggevallen op stappen van drie maanden. In dit versnelde pad komt de AOW-

¹⁴ Het gemiddeld negatieve netto profijt van nieuwe toetreders heeft een tegenhanger in de vorm van een gemiddeld positief netto profijt voor de eerste cohorten die een AOW-uitkering hebben genoten. Deze cohorten hebben immers tijdens hun werkzame leven geen of weinig premie hoeven af te dragen en profiteren daarom juist van de regeling. Over alle generaties gemeten is in een omslagstelsel per definitie de contante waarde van de uitkeringen gelijk aan die van de premies (afgezien van transactiekosten).

leeftijd in 2060 (het laatste projectiejaar) uiteindelijk een jaar hoger uit dan in de uitgangssituatie.

De effecten van dit scenario op het netto profijt zijn het grootst bij de AOW. De extra toename in de AOW-leeftijd leidt tot een lager profijt van de AOW-uitkeringen, dat voor alle groepen ruwweg gelijk is. Grote verschillen zijn er echter wel in de verminderde kosten van de financiering. Omdat deze kosten inkomensafhankelijk zijn, lopen ze op met de opleiding en zijn ze voor mannen hoger dan voor vrouwen. De netto profijten laten zien dat per saldo alleen hoogopgeleide mannen voordeel hebben van de extra toename in de pensioenleeftijd. Gemiddeld weegt de lagere aanvullende financieringslasten van de AOW niet op tegen het extra verlies aan uitkeringen.

Tabel 5 Effecten van additionele verhoging pensioenleeftijd bij beide pensioenregelingen (in dzd euro's)

	Laag	Laag middelbaar	Hoog middelbaar	Hoog	Gemiddeld
Mannen					
Uitkeringen	-5,8	-6,8	-7,9	-10,5	-8,2
AOW	-4,1	-4,3	-4,4	-4,5	-4,4
pensioenen	-1,7	-2,5	-3,5	-6,0	-3,9
Financiering (-)	4,0	5,3	7,0	12,1	7,9
AOW	2,2	2,7	3,5	6,0	3,9
pensioenen	1,8	2,6	3,6	6,1	4,0
Netto profijt	-1,8	-1,4	-0,8	1,6	-0,3
AOW	-1,9	-1,5	-0,9	1,6	-0,4
pensioenen	0,1	0,1	0,1	0,1	0,1
Vrouwen					
Uitkeringen	-4,7	-5,2	-6,0	-7,8	-6,2
AOW	-4,3	-4,5	-4,5	-4,6	-4,5
pensioenen	-0,4	-0,8	-1,4	-3,2	-1,7
Financiering (-)	1,8	2,7	4,0	6,7	4,2
AOW	1,4	1,8	2,5	3,4	2,5
pensioenen	0,4	0,8	1,5	3,3	1,7
Netto profijt	-2,9	-2,6	-2,0	-1,1	-2,0
AOW	-2,9	-2,6	-2,1	-1,2	-2,0
pensioenen	0,0	0,1	0,1	0,1	0,1

Bij de pensioenen dalen de uitkeringen en de premies in nagenoeg gelijke mate, waardoor het effect van de extra leeftijdsverhoging op de herverdeling tussen groepen bijna nihil is. Voor alle groepen geldt dat de absolute afname in de uitkeringen min of meer even groot is als de daling in de premies, zodat de wijziging van de regeling per saldo actuarieel fair uitpakt voor de verschillende deelnemers.

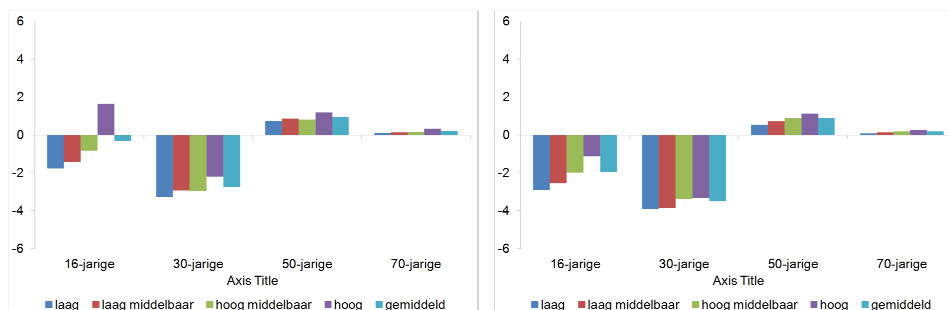
Tabel 6 drukt de effecten uit als aandeel van het levensinkomen. De effecten op het netto profijt blijken negatiever uit te pakken voor de lagere opleidingsniveaus. De uitkomsten variëren van een negatief effect van 1,8% voor de laagopgeleide vrouw tot een positief effect van 0,2% voor de hoogopgeleide man. De maatregel heeft dus een denivellerend effect.

Tabel 6 Effecten van additionele verhoging pensioenleeftijd bij beide pensioenregelingen (in % levensinkomen)

	Laag	Laag middelbaar	Hoog middelbaar	Hoog	Gemiddeld
Mannen					
Uitkeringen	-1,2	-1,1	-1,0	-1,0	-1,0
AOW	-0,8	-0,6	-0,5	-0,4	-0,5
pensioenen	-0,4	-0,4	-0,5	-0,6	-0,5
Financiering (-)	0,9	1,0	1,0	1,2	1,1
AOW	0,5	0,5	0,6	0,6	0,6
pensioenen	0,4	0,4	0,5	0,6	0,5
Netto profijt	-0,2	-0,1	0,0	0,2	0,0
AOW	-0,3	-0,1	0,0	0,2	0,0
pensioenen	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0
Vrouwen					
Uitkeringen	-2,9	-2,0	-1,5	-1,2	-1,6
AOW	-2,6	-1,7	-1,1	-0,7	-1,2
pensioenen	-0,3	-0,3	-0,4	-0,5	-0,4
Financiering (-)	1,1	1,0	1,0	1,1	1,1
AOW	0,8	0,7	0,6	0,6	0,7
pensioenen	0,3	0,3	0,4	0,5	0,4
Netto profijt	-1,8	-1,0	-0,5	-0,1	-0,6
AOW	-1,8	-1,0	-0,5	-0,1	-0,6
pensioenen	0,0	0,0	0,0	0,0	0,0

Verschillen tussen cohorten. Bovenstaande berekeningen hebben alleen betrekking op de 16-jarigen in 2011 (met geboortjaar 1995). Hervormingen treffen echter ook de ouderen en kan ook bij deze groepen verschillend uitwerken tussen de opleidingsniveaus, en tussen mannen en vrouwen. Figuur 1 geeft hiervan een beeld door ook de effecten van de leeftijdsverhoging op het netto profijt te presenteren voor de 30-, 50- en 70-jarigen in 2011 (met respectievelijk de geboortejaren 1981, 1961 en 1941). Voor de 30-jarigen pakt de extra leeftijdsverhoging (nog) minder gunstig uit dan voor de 16-jarigen. Hun netto profijt daalt met gemiddeld 2,8 dzd euro voor de mannen en 3,5 dzd voor de vrouwen tegenover een daling van respectievelijk 0,3 dzd en 2 dzd euro bij de 16-jarigen. De reden hiervoor is dat men ten volle nadeel heeft van de kortere duur van de uitkering, terwijl de periode waarin men profiteert van de lagere financieringslasten korter is. Daarnaast wordt, door het afnemende belang van de inkomensafhankelijke financieringslasten, het verschil in netto profijt tussen hoog- en laagopgeleiden en mannen en vrouwen kleiner. De 50-plussers profiteren van de extra leeftijdsverhoging. Zij worden niet geconfronteerd met de verhoging van de pensioenleeftijd maar hebben wel voordeel van de lagere financieringslasten die naar rato van het bruto inkomen zijn verdeeld.

Figuur 1 Effect van additionele verhoging pensioenleeftijd op het netto profijt van mannen (links) en vrouwen (rechts) in dzd euro's



5 Conclusie

Dit artikel brengt de herverdeling tussen verschillende sociaaleconomische groepen door het collectieve Nederlandse pensioenstelsel in kaart, waarbij de eerste pijler (AOW) en de tweede pijler (aanvullende pensioenen) in gezamenlijkheid zijn beschouwd. De studie laat zien dat er forse overdrachten plaatsvinden in de collectieve pensioenen, met name in de AOW. De AOW-regeling herverdeelt enerzijds van hoog- naar laagopgeleiden en anderzijds van mannen naar vrouwen. Deze herverdeling wordt gedreven door verschillen in levensinkomen: hoogopgeleiden verdienen over hun leven gemiddeld meer dan laagopgeleiden en dragen daardoor meer bij aan de financiering; hetzelfde geldt voor mannen in vergelijking tot vrouwen. De regelingen zijn dus nivellerend.

Bij de aanvullende pensioenen zijn er ook overdrachten van mannen naar vrouwen maar, anders dan bij de AOW, vinden deze tussen de sociaaleconomische groepen plaats van laag- naar hoogopgeleiden. Vergeleken met de AOW zijn deze overdrachten echter zeer beperkt. Een analyse van de effecten van verdere verhoging van de AOW- en pensioenleeftijd laat zien dat de herverdeling dan wordt verkleind en dat deze maatregel dus denivellerend is.

De bevindingen uit deze studie, die duiden op een aanzienlijke herverdeling van hoog- naar laagopgeleiden, zijn relevant bij de vormgeving van de pensioenregelingen. Deze studie is de eerste die de herverdeling van beide pensioenregelingen gezamenlijk beschouwt en biedt daardoor een breder perspectief. De uitkomsten van eerdere studies zoals Bonenkamp (2009) en Nelissen et al. (2011), die alleen betrekking hadden op de aanvullende pensioenen en lieten zien dat daar sprake is van een perverse herverdeling van lage naar hoge inkomens, zouden daardoor in een ander licht kunnen komen te staan.

Auteurs

Jan Bonenkamp (e-mail: J.P.M.Bonenkamp@cpb.nl) en Harry ter Rele (e-mail: H.J.M.ter.Rele@cpb.nl) zijn werkzaam bij het Centraal Planbureau.

Literatuur

- Bonenkamp, J., 2009, Measuring lifetime redistribution in Dutch occupational pensions, *De Economist*, vol. 157: 49-77.
- Bonenkamp, J., W. Nusselder, J. Mackenbach, F. Peters en H. ter Rele, 2013, Herverdeling door pensioenregelingen, Netspar Design Paper 16.
- CBS, 2010, Gelijk loon voor gelijk werk?, Centraal Bureau voor de Statistiek, Den Haag.
- CBS, 2009, Enquête Beroepsbevolking 2009, Centraal Bureau voor de Statistiek, Den Haag.
- CPB, 2008, Effecten van participatiebeleid, CPB Notitie, Centraal Planbureau, Den Haag.
- European Commission, 2011, The 2012 ageing report: underlying assumptions and projection methodology, European economy 4/2011, Europese Commissie, Brussel.
- Falkingham, J. en A. Harding, 1996, Poverty alleviation versus social insurance systems: a comparison of lifetime redistribution, in: A. Harding (ed.), *Microsimulation and Public Policy*, North Holland, Amsterdam.
- Gustman, A.L. en T.L. Steinmeier, 2000, How effective is redistribution under the social Security Benefit Formula?, NBER Working Paper 7597.
- Mackenbach, J.P., A.E. Kunst, A.E. Cavelaars, F. Groenhouf en J.J. Geurts, 1997, Socioeconomic inequalities in morbidity and mortality in western Europe. The EU Working Group on Socioeconomic Inequalities in Health, *Lancet*, vol. 349: 1655-59.
- Liebman, J.B., 2001, Redistribution in the current U.S. social security system, NBER Working Paper 8625.
- Nelissen, J., 1994, Towards a payable pension system; costs and redistributive impact of the current Dutch pension system and three alternatives, Vuga, Den Haag.
- Nelissen, J., 1998, Annual versus lifetime redistribution by social security, *Journal of Public Economics*, vol. 68(2): 223-49.
- Nelissen, J., 1999, Mortality differences related to socioeconomic status and the progressivity of old-age pensions and health insurance: the Netherlands, *European Journal of Population*, vol. 15: 77-97.
- Nelissen, J., H. Verbon, D. van Kampen en P. Vermaseren, 2011, Herverdelingsaspecten van het pensioenakkoord, *Economische Statistische Berichten*, vol. 96(4607), 198-201.
- Ter Rele, H., 2007, Measuring the lifetime redistribution achieved by Dutch taxation, cash transfer and non-cash benefits programs, *Review of Income and Wealth*, vol. 53: 335-362.
- Wereldbank, 1994, Averting the old age crisis: policies to protect the old and promote growth, Wereldbank, Washington D.C.

Inkomen, herverdeling en huishoudvorming 1977–2011: 35 jaar ongelijkheidsgroei in Nederland¹

Wiemer Salverda

Dit artikel analyseert de Nederlandse inkomensongelijkheid op grond van speciaal beschikbaar gestelde, gedetailleerde gegevens van het CBS. Ik gebruik een ongelijkheidsmaat die de aandacht richt op de afstand tussen de onderkant en de bovenkant van de inkomensverdeling. De conclusie luidt dat de inkomensongelijkheid van huishoudens nu in belangrijke opzichten groter is dan ooit gedurende de afgelopen 35 jaar – en stijgende. Drijvende krachten achter deze groei zijn een doorgaande stijging van loonongelijkheid en een afnemende inkomensherverdeling (uitkeringen en belastingheffing). De rol van inkomens uit onderneming en vermogen is verrassend gering. Voor de vermindering van de ongelijkheid is correctie voor de samenstelling van huishoudens (z.g. standaardisering) minstens even belangrijk als het herverdelingsbeleid van de overheid. Het effect van de standaardisering, en daarmee de huishoudvorming, verdient meer aandacht in het publieke en wetenschappelijke debat, naast arbeidsmarktongelijkheid en herverdelingsbeleid.

1 Inleiding

Vaak wordt gedacht dat de inkomensongelijkheid (van huishoudens) in ons land stabiel is en internationaal gezien laag. De dataset van de OESO die ten grondslag ligt aan de grote studie *Divided We Stand* (OESO 2011) toont een vrijwel onveranderd niveau vanaf 1990 tot nu. Hieraan vooraf ging een stijging in de jaren tachtig (Tabel 1). Het Nederlandse niveau ligt iets onder het OESO-gemiddelde, maar niet onder dat van de 15 ‘oude’ EU-landen. Hiertegenover toont de dataset die Caminada en Wang onlangs construeerden op basis van de gegevens van de *Luxembourg Income Study* LIS², een bijna onveranderd niveau vanaf het begin van de jaren tachtig.³

¹ Ik ben de referees dankbaar voor hun straffe commentaar op de begrijpelijkheid en leesbaarheid van de eerste versie. Het artikel is gebaseerd op het rapport over Nederland voor het internationale onderzoeksproject *Growing Inequalities’ Impacts GINI* (gini-research.org), gefinancierd door het 7^e Kaderprogramma van de Europese Unie. Het maakt mede gebruik van de gegevens daartoe verkregen van het CBS (met dank aan Wim Bos voor zijn geduld en nauwkeurigheid); het rapport wordt binnenkort geplaatst op de project website. Zie ook Salverda et al. (2013).

² <http://www.law.leidenuniv.nl/org/fisceco/economie/hervormingsz/datawelfarestate.html> (Leiden Budget Incidence Fiscal Redistribution Database). LIS gebruikt een mengeling van datasets (het

Tabel 1 Gini-coëfficiënt van het Nederlandse gestandaardiseerd netto huishoudinkomen, 1977–2008

	1977	1981	1983	1985	1987	1990	1991
Gini-coëfficiënt NL volgens OESO*	0,263	0,266		0,264		0,290	0,290
Als % van het OESO-gemiddelde**				91%		97%	
Als % van het EU15-gemiddelde**				99%		103%	
Gini-coëfficiënt NL volgens Leiden/LIS dataset			0,260		0,256		0,266

Tabel 1 (vervolg)

	1994	1995	1999	2000	2004	2005	2008
Gini-coëfficiënt NL volgens OESO*	0,287	0,284	0,290	0,291	0,284	0,283	0,294
als % van het OESO-gemiddelde**		93%		94%		90%	93%
Als % van het EU15-gemiddelde**		100%		97%			100%
Gini-coëfficiënt NL volgens Leiden/LIS dataset	0,257		0,231		0,263		

*) Cijfers uit *OESO inequality & poverty database* aangepast met simpele lineaire ophoging van uitkomsten voor 2000 vanwege reeksbreuk **) Voor sommige landen omliggende jaren in de buurt en EU15 in 1985 exclusief Ierland.

Bron:

<http://www.oecd.org/els/socialpoliciesanddata/incomedistributionandpovertydatafiguresmethodsandconcepts.htm>, voor Leiden/LIS zie voetnoot 2.

Dit artikel maakt een nadere studie van de Nederlandse ongelijkheidsontwikkeling. Het doel is te achterhalen wat wel en niet is veranderd vanaf de tweede helft van de jaren zeventig. Sinds die tijd ging ons land eerst door het diepe dal van tweede oliecrisis en beleefde het vervolgens de euforie van het *Dutch Miracle*. Sinds de dotcom crisis lijken we weer meer op de rest van Europa. Om de ongelijkheidsontwikkeling te achterhalen, maak ik een uitsplitsing van de ontwikkeling van verschillende soorten marktinkomens, de herverdeling (door middel van uitkeringen

AVO van het SCP, het SEP van het CBS, en EU-SILC van Eurostat). In vergelijking met het *InkomensPanelOnderzoek* IPO van het CBS, dat ik hier overwegend gebruik, stelt de mengeling de vergelijkbaarheid in de tijd op de proef. Ook is de omvang van deze datasets in LIS relatief zeer gering. Tegelijk is het grote voordeel dat ze persoonlijke kenmerken bevatten, zoals opleiding. IPO is afgeleid uit gegevens van de inkomstenbelasting en bevat slechts weinig persoonlijke kenmerken. Een recente kwaliteitsbeoordeling van inkomensverdelingsgegevens door de OESO (2012) toont de LIS uitkomsten als sterk afwijkend.

³ Merk op dat Caminada en Goudswaard (2001) eerder een aanmerkelijke toename van de ongelijkheid in ons land constateerden tussen 1981 en 1997.

en overdrachten enerzijds en belasting- en premieheffing anderzijds), en de effecten van standaardisering van het inkomen voor huishoudsamenstelling.

De bijdrage is gebaseerd op door het CBS beschikbaar gestelde gegevens (op speciaal verzoek voor 1977-2000 en via Statline voor 2001-2011) gebaseerd op het Inkomenspanelonderzoek IPO⁴. In deze data zijn meer complexe maten van ongelijkheid zoals de Gini-coëfficiënt of de Theil-index beperkt aanwezig. Wel is uitgebreide informatie aanwezig over de tien inkomensdecielen. Die kunnen inzicht verschaffen in zowel de twee staarten als tussenliggende gedeelten van de inkomensverdeling.

Hoewel het IPO steeds de bron vormt, worden deze gegevens geplaagd door een gecompliceerde reeksbreuk voor het jaar 2000, die de ongelijkheid aanmerkelijk lijkt te verhogen. In de Appendix beschrijf ik deze breuk en pas ik de gegevens vanaf 2000 aan bij de voorafgaande situatie (het omgekeerde was beter geweest, maar helaas onmogelijk). Het niveau van de ongelijkheid wordt als gevolg hiervan waarschijnlijk iets onderschat, maar het inzicht in de ontwikkeling over de periode als geheel verbetert.

De opzet van het artikel is als volgt. Eerst bekijk ik in Sectie 2 de algemene ontwikkeling van de inkomensongelijkheid met behulp van verschillende ongelijkheidsmaten. Vervolgens bespreek ik kort de aanpak waarmee ik een consistente behandeling van marktinkomens, herverdeling en standaardisering wil bereiken die nodig is om een goed inzicht te krijgen in de ongelijkheidsverminderende effecten van herverdeling en standaardisering. Daarna bespreek ik de situatie in twee stappen: in Sectie 3 de ontwikkeling van marktinkomens, die sterk verschilt voor inkomens uit arbeid, onderneming of vermogen, en in Sectie 4 de effecten van herverdeling en standaardisering. Ik sluit af met conclusies.

2 Meting en ontwikkeling van de inkomensongelijkheid

Inkomensongelijkheid komt in soorten en maten. De soorten betreffen de aard van het inkomen dat centraal staat; de maten de manier waarop de ongelijkheid wordt gemeten op grond van de verdeling van inkomens. Inkomen kan bepaald worden voor huishoudens of voor individuen. In dit artikel vormt het huishouden vormt de eenheid voor de meting van het inkomen, ervan uitgaande dat de leden hun inkomens poolen en dat ze economisch voordeel hebben uit het gezamenlijk voeren van een huishouding.

⁴ Hoewel ook met de verkrijging van toegespitste tabellen aanmerkelijke kosten gemoeid zijn, dreigen de toegang tot en behandeling van CBS-microdata helaas te kostbaar te worden voor individueel wetenschappelijk onderzoek.

Centraal in het publieke debat en de beleidsvorming staat meestal het *gestandaardiseerde* inkomen van huishoudens. Dat is de vierde vorm van een samenhangende reeks inkomensbegrippen:⁵

- Primair of marktinkomen vormt het startpunt: inkomen uit arbeid (loon), onderneming (winst) of kapitaal (rente e.d.).
- Bruto inkomen komt daarna tot stand door toevoeging van sociale en andere uitkeringen.⁶
- Netto of besteedbaar inkomen resteert vervolgens na aftrek van betaalde sociale premies en inkomstenbelasting.⁷
- Gestandaardiseerd of geëquivaliseerd inkomen is tot slot het gemiddelde netto inkomen per lid van een huishouden in verhouding tot een eenpersoonshuishouden.⁸

De eerste drie inkomensbegrippen berusten op statistische waarneming. De standaardisering daarentegen betreft een bewerking van de gegevens. Die kan op verschillende manieren worden gedaan, en berust derhalve op een keuze. De vier inkomensvormen vertegenwoordigen elk een bron van de inkomensongelijkheid uit Figuur 1. Verandering van de ongelijkheid kan het gevolg zijn van veranderde marktuitskomsten, van gewijzigd beleid inzake uitkeringen en belastingheffing, of van een bijgestelde equivalisering of (demografische) verschuivingen in de populatie van huishoudens. Het is voor een goed begrip van belang om alle bestanddelen langs te lopen.

Maten voor ongelijkheid kunnen gebaseerd zijn op de gehele inkomensverdeling of op delen daarvan. Voorbeelden van het laatste betreffen de armoede of de topinkomens, die beide elders in deze aflevering van *TPEdigitaal* aan de orde komen. Voor de gehele verdeling is een reeks uiteenlopende ongelijkheidsmaten beschikbaar die meer of minder nadruk leggen op bepaalde gedeelten van die verde-

⁵ Aan de verdeling van besteedbare dan wel gestandaardiseerde inkomens kan nog een vijfde verdeling worden toegevoegd. Deze betreft de toerekening aan huishoudens van enerzijds de belastingdruk (met name BTW) op consumptieve uitgaven vanuit het besteedbaar inkomen en anderzijds het voordeel behaald uit het gebruik van publieke diensten. Deze toerekening vormt eveneens een bewerking van de statistische waarneming. Deze vijfde vorm blijft hier buiten beschouwing (zie de bijdrage van De Graaf-Zijl en Ooms in deze aflevering).

⁶ Het verbaast dat aanvullende pensioenen, die uitgesteld loon en kapitaalopbrengsten betreffen, door het CBS niet als primair inkomen worden behandeld maar als uitkering. Dit in tegenstelling tot bijvoorbeeld de *Luxembourg Income Study* of de dataset van de OESO. Uiteraard moeten premies dan niet als looninkomen worden geteld op het moment van afdracht.

⁷ Andere belastingen zoals de BTW blijven buiten beschouwing (zie ook voetnoot 5).

⁸ Standaardisering corrigeert voor verschillen in grootte en samenstelling van het huishouden, met behulp van equivalentiefactoren. Daarin komen de schaalvoordelen tot uitdrukking van het voeren van een gemeenschappelijke huishouding. Zo worden alle inkomens herleid tot het inkomen van een eenpersoonshuishouden, aldus het CBS. Standaardisering kan ook op andere inkomensvormen dan het besteedbaar inkomen worden toegepast (zie bijv. Caminada et al., 2012), maar dat is niet beschikbaar in de Nederlandse statistische gegevens. Bepaling van herverdeling tussen twee inkomensbegrippen die beide gestandaardiseerd zijn, leidt tot onderschatting, doordat standaardisering niet lineair uitwerkt maar per huishouden verschilt.

ling. De meest gebruikte maat is de Gini-coëfficiënt.⁹ Deze rust in sterke mate op het midden van de verdeling en vormt een aggregaat dat geen decompositie toelaat. Het gebruik van een enkele maat die de gehele verdeling karakteriseert, heeft als nadeel dat belangrijke ontwikkelingen in gedeelten van de verdeling over het hoofd kunnen worden gezien. Een vaak gebruikt alternatief vormt de verhouding tussen de hoogste inkomens van het negende deciel¹⁰ en het eerste, laagste deciel (P90:P10). Deze maat kan eenvoudig worden uitgebreid met andere decielverhoudingen (in het bijzonder rond het mediane inkomen: P90:P50, P50:P10) ten behoeve van een gedetailleerder inzicht in de verdeling. Het nadeel hiervan is dat inkomens van toevallig op de bewuste inkomensgrens aangetroffen huishoudens niet zinvol gecombineerd kunnen worden met andere gegevens, zoals het gebruik van publieke diensten van het huishouden dat zich op de grens bevindt. Dat hangt immers mede af van de karakteristieken van het betreffende huishouden. De grensinkomens kunnen evenmin model staan voor de algehele inkomenssituatie van het laagste en het hoogste deciel, die beide gekenmerkt worden door grote verschillen binnen het deciel. In dit artikel gebruik ik daarom het gemiddelde inkomen van de decielen (de S10:S1-verhouding).¹¹ Voor het splitsen van de verdeling kan dit worden aangevuld met het gemiddelde van het vijfde en het zesde deciel (S5/6), naar analogie van P50. Zoals gezegd is de Gini-coëfficiënt nauwelijks aanwezig in het beschikbare materiaal van het CBS. Omdat met de decielen slechts tien waarnemingen beschikbaar zijn, is het ook weinig zinvol om deze coëfficiënt zelf te bepalen. Daarvoor zijn data op individu-niveau nodig, waarover ik niet beschik.

De aandacht die in de S10:S1 en P90:P10 verhoudingen uitgaat naar de uiteinden van de verdeling vormt een nuttige aanvulling op de Gini-coëfficiënt. Met toegespitste maten kan worden onderzocht of er wel of niet systeem zit in hun ontwikkeling van de hoogste en laagste groepen. Het recente onderzoek naar topinkomens (o.a. Salverda & Atkinson, 2007), dat de aandacht zelfs beperkt tot de top-1% of nog kleinere fracties, heeft ons in dit opzicht veel geleerd en speelt nu een belangrijke rol in het maatschappelijke debat over ongelijkheid. In aanvulling daarop ben ik in dit artikel op zoek naar het onderste deciel.

Figuur 1 geeft de ontwikkeling van beide maten aan.¹² De Gini-coëfficiënt, berekend door het CBS, blijkt fors te stijgen tussen 1985 en 1990, van 0.243 naar 0,273 ofwel met 12 procent. Hij verandert tijdens elk van de twee daaropvolgende decennia weinig, afgezien van jaarlijkse schommelingen met name tussen 2000 en 2011 en ook afgezien van de reeksbreuk in 2000. Figuur 1 toont ook de S10:S1-

⁹ Zie bijvoorbeeld *CBS Webmagazine* 27/11/2012 (<http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/themas/inkomen-bestedingen/publicaties/artikelen/archief/2012/2012-3724-wm.htm>).

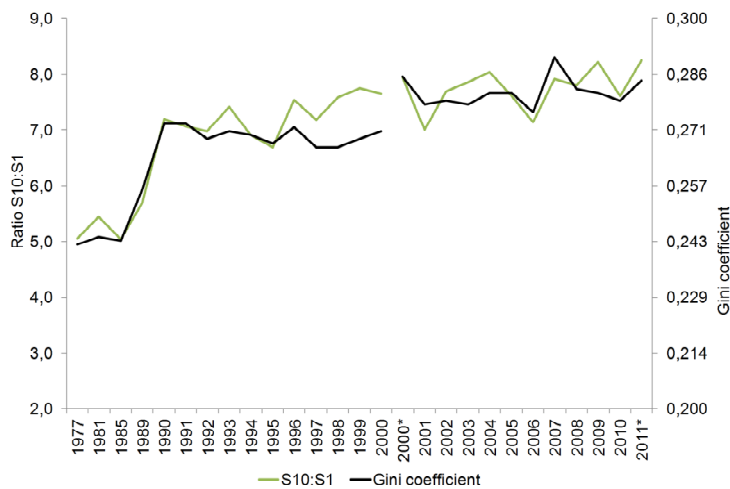
¹⁰ Anders gezegd, het laagste inkomen in het tiende, hoogste deciel. Het CBS maakt het hoogste inkomen in dat deciel – en de hele verdeling – niet bekend.

¹¹ De *S* staat voor som, sum of share. De verhouding van de inkomensgemiddelden is identiek aan die van de inkomenssommen wanneer elk deciel evenveel huishoudens telt.

¹² Ook andere maten zoals de door het CBS toegepaste verhouding van de inkomenssommen van de hoogste en de laagste 20 procent (S9/10:S1/2) en de P90:P10-verhoudingen vertonen een stijging in de jaren tachtig gevolgd door een vlakker verloop.

verhouding die ik zelf heb berekend. Net als de Gini-coëfficiënt stijgt ze in de tweede helft van de jaren tachtig, maar veel forser (+42%, let op de andere schaal). In beide daaropvolgende decennia tezamen is de (ongecorrigeerde) stijging van deze verhouding (+15%) sterker dan van de Gini-coëfficiënt (+4%). De richting waarin de S10:S1-verhouding zich ontwikkelt komt overeen met de Gini-coëfficiënt, ondanks wat frequentere schommelingen. Uit beide maten komt een forse toename van de ongelijkheid naar voren tussen 1985 en 1990. Daarna lijkt de situatie meer stabiel en de groei gematigd.

Figuur 1 Gestandaardiseerde netto inkomens: Gini-coëfficiënt (CBS) en S10:S1-, 1977–2011



Noot: Let op: drie 4-jaarsperiodes 1977-1990 worden gevolgd door afzonderlijke jaren tot 2011. 2011* is voorlopig, 2000* wacht op revisie. Rangschikking van huishoudens naar gestandaardiseerd inkomen.

Bron: CBS en eigen bewerking voor S10:S1.

Van groot belang is de vraag of het systematisch hogere niveau vanaf 2001 de werkelijke ontwikkeling weerspiegelt of een statistisch artefact vormt als gevolg van de reeksbreuk. In de Appendix bespreek ik de statistische veranderingen en breng ik twee belangrijke correcties aan om het effect ervan te minimaliseren. Alle materiaal dat hierna gepresenteerd wordt, is daarop gebaseerd.

Een mogelijke implicatie van de relatieve stabiliteit vanaf 1990 is dat het Nederlandse beleid van uitkeringen en belasting het wat betreft herverdeling goed doet. Maar dat is een te snelle conclusie. Equivalisering is kan de zaak vertekenen, omdat die is gebaseerd op huishoudvorming en niet direct door het beleid wordt beïnvloed. Daarom richt ik me hierna eerst op de ongelijkheid van marktinkomens en daarna op de vergelijking met die van bruto, besteedbare, en gestandaardiseerde inkomens.

Een vergelijking tussen de verschillende inkomensmaten wordt vaak gemaakt door de ongelijkheid in elk van de afzonderlijke verdelingen te meten en de resultaten te vergelijken. Daaraan kleeft echter een belangrijk nadeel: in elk van de vier verdelingen worden de huishoudens opnieuw, en daarmee anders, gerangschikt en wel naar de hoogte van het type inkomen dat centraal staat in de betreffende verdeling. De reden voor een andere rangschikking is dat huishoudinkomens, afhankelijk van de huishoudsamenstelling of de aard van hun inkomen, in verschillende mate worden beïnvloed door overdrachten, belasting of equivalisering. Ik noem dit de verschuivende benadering. De verschuivingen zijn aanmerkelijk. De 3,9 miljoen huishoudens met het belangrijkste inkomen uit arbeid kunnen dat illustreren. Het aandeel van de huishoudens met looninkomen als belangrijkste inkomensbron in de laagste drie decielen loopt bij elke stap verder op: van 4 procent in de primaire inkomensverdeling naar uiteindelijk 20 procent in de gestandaardiseerde verdeling. Ze zakken dus omlaag; tegelijk klimmen andere omhoog. Een rechtstreekse vergelijking van de vier afzonderlijke verdelingen omvat daardoor ook het effect van nieuwe rangschikkingen en geeft geen adequaat beeld van de effecten van herverdeling voor gegeven huishoudens. Om dat te ondervangen gebruik ik hier verder uitsluitend gegevens waarbij de rangschikking van huishoudens in elk van deze vier verdelingen gelijk is: steeds op grondslag van het bruto inkomen.¹³ Ik noem dit de gefixeerde benadering. Het impliceert dat huishoudens in de verdelingen van primaire, besteedbare of gestandaardiseerde inkomens niet langer uitsluitend naar de hoogte van het betreffende inkomen zijn gerangschikt. Dientengevolge kunnen bijvoorbeeld negatieve primaire inkomens of nulwaarden voorkomen op andere plaatsen dan in het laagste deciel, zoals voor de pure primaire-inkomensverdeling. De vergelijking tussen verdelingen betreft de gemiddelden binnen de decielen; de spreiding daaromheen is mijn niet bekend en blijft buiten beschouwing. Dit impliceert ook dat ongelijkheidsmaten die gebruik maken van een oplopende rangschikking, zoals de Gini-coëfficiënt of de Theil index, bij de gefixeerde benadering niet toepasbaar zijn. Als gevolg van de bruto-inkomensgrondslag kunnen de gevonden waarden van de ongelijkheidsmaten afwijken.

3 Ongelijkheidsontwikkeling marktinkomens loopt sterk uiteen

Marktinkomens vormen een startpunt met complicaties. Ten eerste beschikt ieder huishouden over een bruto, netto of gestandaardiseerd inkomen, maar niet altijd over een primair inkomen – afkomstig uit loon, ondernemingsinkomen, of vermo-

¹³ Uiteraard had ook een andere grondslag gekozen kunnen worden, bijvoorbeeld gestandaardiseerd inkomen. Echter bruto inkomens zijn in de CBS gegevens als enige hiervoor beschikbaar. De S10:S1-verhouding van de gestandaardiseerde inkomens op gestandaardiseerde grondslag in Figuur 1 ligt 1 tot 1,5 punt hoger dan hieronder op bruto grondslag (Figuur7).

gensopbrengst. Het percentage huishoudens met een primair inkomen verschilt tussen de decielen en verandert ook in de loop van de tijd. Tussen 1977 en 2000 varieert het tussen 84 en 89 procent, daarna ligt het bijna tien procentpunt hoger vanwege de reeksbreuk die het aantal huishoudens met vermogensinkomen drastisch heeft verhoogd. Huishoudens zonder primair inkomen zitten allemaal in de lagere decielen van de bruto inkomensverdeling. Vanaf het vijfde deciel van de bruto inkomens heeft vrijwel elk huishouden een primair inkomen. In het eerste deciel loopt de frequentie van primaire inkomens, aanvankelijk slechts 49 procent, op tot uiteindelijk 83 procent in 2011, vanwege voortgaande groei van inkomens uit arbeid en onderneming en de sprong in vermogensinkomens van de reeksbreuk in 2001. De breuk betreft dan ook met name de decielen 1 tot 4.

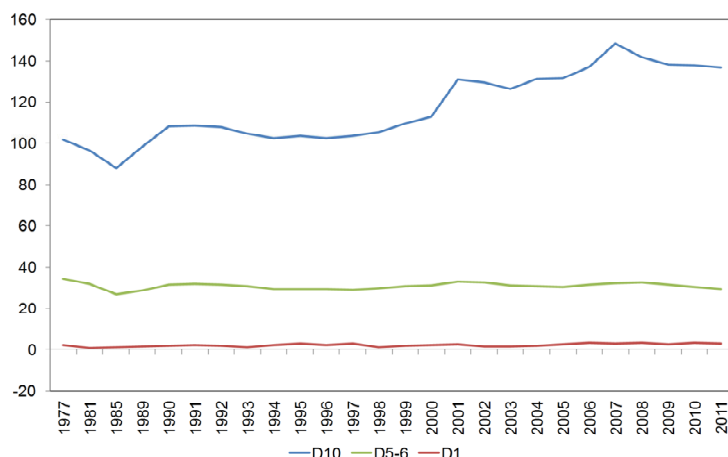
Ten tweede kunnen primaire inkomens, anders dan de andere drie inkomenstypen, een minieme omvang hebben en negatief zijn als verlies uit onderneming het inkomen overtreft of de kosten van vermogen (met name hypotheekrente) groter zijn dan de opbrengsten. Dat vergroot de ongelijkheid van primaire inkomens sterk, verhoogt de volatiliteit ervan, en bemoeilijkt de toepassing van diverse ongelijkheidsmaatstaven waaronder de S10:S1-verhouding.¹⁴ Het gemiddelde primaire inkomen in het eerste deciel in prijzen van 2011 bedraagt over de gehele periode € 2150 (Figuur 2). Het hoogste deciel loopt aanzienlijk op van € 102.000 naar € 137.000 in 2011.¹⁵ Bij nadere beschouwing vertoont het eerste deciel absoluut kleine maar relatief grote veranderingen die boekhoudkundig leiden tot grote, tegenovergestelde veranderingen in de S10:S1-ongelijkheid.¹⁶ Het hoogste deciel ontwikkelt zich stabiel en draagt weinig bij aan de volatiliteit van de ongelijkheid, maar uiteraard wel aan het niveau.

¹⁴ De Gini-coëfficiënt vereist een verdeling zonder negatieve waarden; vaak worden ze daarom buiten beschouwing gelaten. Het CBS geeft geen Gini-coëfficiënt voor primaire inkomens noch voor bruto inkomens. Voor S10:S1 dient het laagste deciel *gemiddeld* groter dan nul te zijn.

¹⁵ Het bedrag is hoger dan hieronder voor arbeids- of ondernemingsinkomen afzonderlijk vanwege mogelijke samenloop van beide in huishoudens.

¹⁶ $(S10:S1) = -47.37 \ln(DI) + 93,12$. $R^2 = 0,84$.

Figuur 2 Gemiddeld primair inkomen in huishoudens met een primair inkomen, diverse bruto-inkomensdecielen, 1977–2011



Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline ; eigen berekening. Exclusief huishoudens zonder primair inkomen.

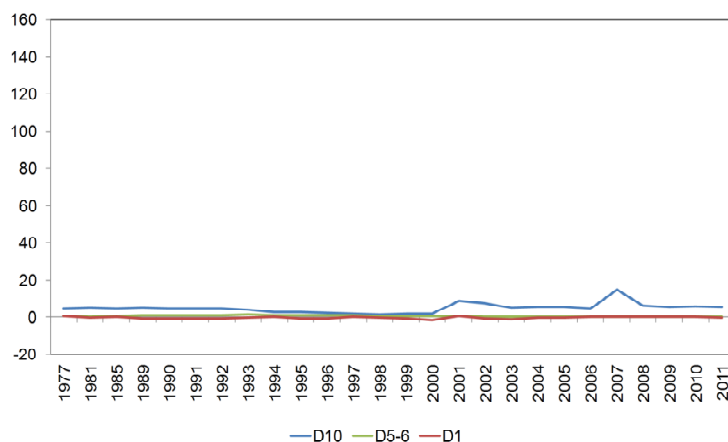
Een derde complicatie is dat primaire inkomens afkomstig zijn uit verschillende bronnen – loon, onderneming, vermogen – welke tezamen de algehele ongelijkheid van primaire inkomens bepalen. Deze drie volgen elk een eigen ontwikkeling en hun rol verschilt over de verdeling, in het bijzonder ook aan de beide uiteinden daarvan. De inkomens uit vermogen zijn sinds 2001 verantwoordelijk voor de hoge frequentie waarmee primaire inkomens voorkomen onder huishoudens en voor de sterke toename van het aantal primaire inkomens als gevolg van de reeksbreuk. Het percentage huishoudens met arbeids- en ondernemingsinkomens is tamelijk stabiel rond 80 procent, ook over de reeksbreuk heen. Vermogensinkomens overlappen daar grotendeels mee, maar zijn ook te vinden in huishoudens zonder arbeids- of ondernemingsinkomen. Vanaf het zesde deciel hebben alle huishoudens een arbeids- of ondernemingsinkomen; de aanvullende rol van vermogensinkomens (en de reeksbreuk) is vooral groot in de onderste decielen. Vermogensinkomens komen voort uit zowel financiële waarden (rente en dividend) als uit onroerend goed inclusief bezit van het eigen huis.¹⁷ De gemiddelde vermogensinkomens zijn gering tot en met het negende deciel, en zelfs in het hoogste bruto-inkomensdeciël bedragen ze gemiddeld niet meer dan € 5000 (Figuur 3a), met als enige uitzondering een piek van € 15.000 in 2007, die wordt veroorzaakt door een unieke uitkering van

¹⁷ Huurwaarde wordt toegerekend en alle betaalde rente geheel wordt afgetrokken. Dit is inclusief alle betaalde hypotheekrente – de belastingaftrek daarvoor verschijnt dus niet als uitkering in de overgang naar de bruto verdeling maar is verscholen in een lagere belasting bij overgang van bruto naar besteedbaar inkomen.

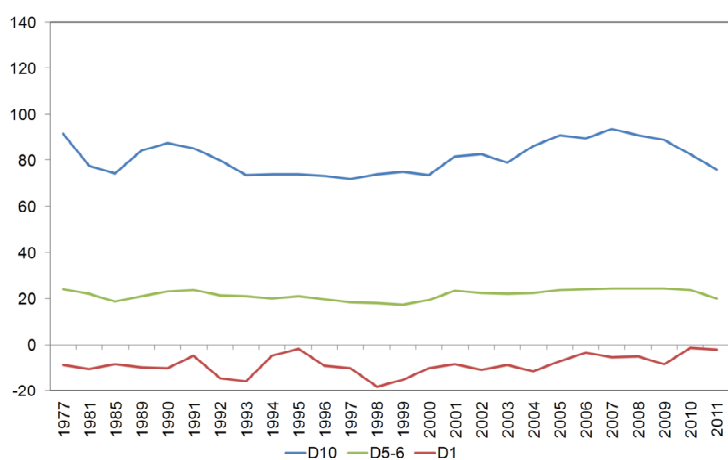
‘Aanmerkelijk belang’.¹⁸ Vermogensinkomens dragen slechts in combinatie met de andere inkomens bij aan het niveau en de volatiliteit van de primaire-inkomensongelijkheid.

Figuur 3 Gemiddeld inkomen (k€-2011) van huishoudens, bruto-inkomensdecielen, 1977–2011

a. Vermogensinkomen van huishoudens die dat ontvangen

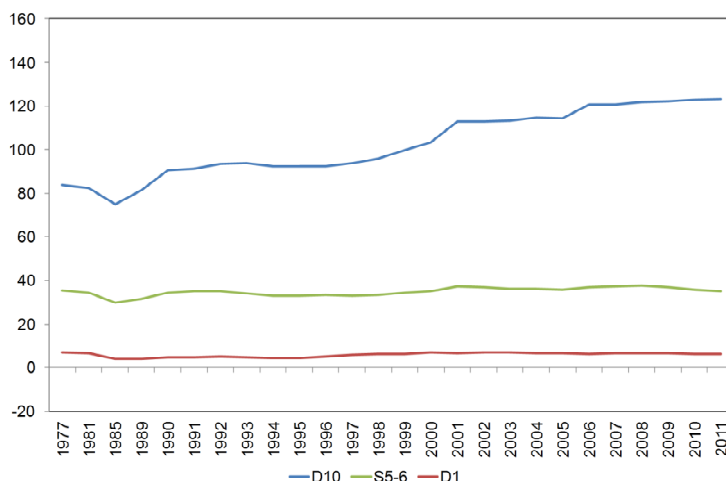


b. Ondernemingsinkomen van huishoudens die dat ontvangen



¹⁸ Uitgekeerd werd € 8,7 mld aan 75.000 huishoudens; de gemiddelden van de overige jaren 2001–2011 bedroegen € 2,8 mld respectievelijk 39.000. Het bedrag is, net als in andere jaren, vrijwel geheel in het hoogste deciel geconcentreerd.

c. Arbeidsinkomen van huishoudens die dat ontvangen



Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline; eigen berekening. Exclusief huishoudens zonder primair inkomen.

Het zijn voornamelijk de inkomens uit arbeid en onderneming die de ongelijkheid bepalen. Ondernemingsinkomens vormen een belangrijke bron van primair inkomen en lopen sterk op van het laagste tot het hoogste deciel. Het gemiddelde ondernemingsinkomen in het eerste deciel is negatief, wat toepassing van de S10:S1-verhouding zinloos maakt (Figuur 3b). Maar afgezien van enkele schommelingen¹⁹ zijn de niveaus van het vijf/zesde en het tiende deciel verrassend stabiel en vertonen ze geen structurele stijging. Door de lichte stijging van het eerste deciel lijkt de ongelijkheid afgenomen.

Voor meer dan twee derde van alle huishoudens vormt arbeid de belangrijkste bron van inkomen. Arbeidsinkomens vormen in het eerste deciel een groeiende minderheid en hun frequentie is systematisch hoger dan in het tweede deciel, en sinds kort ook het derde. Het gemiddelde gedefleerde arbeidsinkomen in het eerste deciel overstijgt nooit het niveau van het beginjaar (€ 7000, Figuur 3c). Dat geldt ruwweg voor alle onderste decielen, tot en met het zesde. Het hoogste deciel vertoont na een aanvankelijke daling tijdens de recessie van de jaren tachtig een onafgebroken stijging, met in totaal bijna 50%. Als gevolg hiervan neemt de ongelijkheid van arbeidsinkomens toe.

Een zeer sterke stijging in de S10:S1-verhouding van looninkomens (12.4 > 20.8) treedt op tussen 1981 en 1989. Deze heeft stellig bijgedragen aan de sterke stijging van de gestandaardiseerde inkomensongelijkheid tot 1990. Ze wordt gevolgd door een aanmerkelijke daling vanaf midden jaren negentig, tot circa 16, onder invloed van de stijging van het eerste deciel van € 4.400 naar € 6.700 – abso-

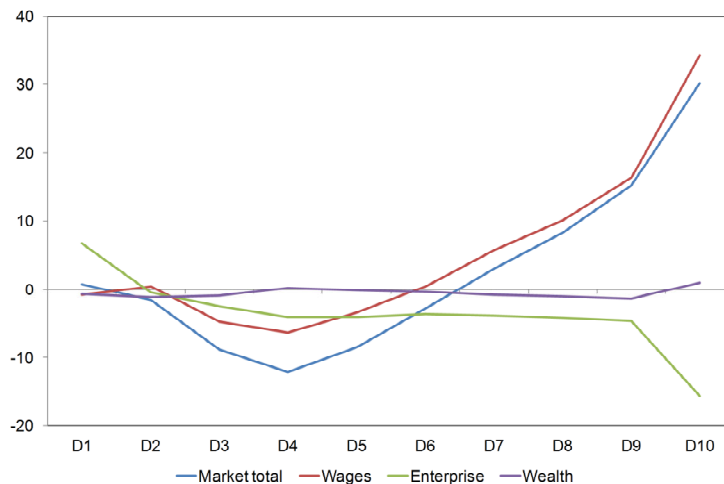
¹⁹In 1985–1990 zullen ze hebben bijgedragen aan de stijging van de gestandaardiseerde inkomensongelijkheid.

luut weinig maar relatief veel. Vervolgens loopt de ongelijkheid weer op in een langzamer maar gestaag tempo, ook gedurende de afgelopen jaren. Het huidige ongelijkheidsniveau doet niet onder voor de eerder bereikte maxima (1989–1995). Per saldo stijgt de loonongelijkheid vanaf 1977 met twee derde.

Het niveau van de ongelijkheid van arbeidsinkomens is hoog maar lager dan voor primaire inkomens in het algemeen. Daarin is de invloed merkbaar van hele kleine of negatieve inkomens. De ongelijkheid van arbeidsinkomens is veelzeggender dan die van primaire inkomens in het algemeen, omdat ze de voortdurende stijging van de arbeidstopdecieel weerspiegelt. Deze stijging is slechts even afgeremd door de recessie van 1994–96 en de *dotcom* crisis (2001–2003). Ze weerspiegelt ook de belangrijke groei van de ongelijkheid op de arbeidsmarkt, die velen raakt (zie Salverda, 2011).

Negatieve of volatiele ondernemingsinkomens vloeien voort uit de reële economie. Lage arbeidsinkomens in het eerste deciel zijn het gevolg van reële arbeidsmarktprocessen. Beide hebben analytische waarde voor de studie van ongelijkheid. Arbeidsinkomens kunnen klein of volatiel zijn als ze kleine en laagbetaalde part-time banen betreffen of als ze slechts een deel van het jaar bestrijken, bijvoorbeeld vanwege tijdelijk (uitzend)werk, en beginnen of stoppen met werken in de loop van het jaar.²⁰ Geringe omvang en volatiliteit bemoeilijken het gebruik van bepaalde ongelijkheidsmaten voor de analyse.

Figuur 4 Verandering tussen 1977 en 2011 in gemiddeld inkomen (k€-2011) per bruto-inkomensdecieel naar primaire inkomensbron van huishoudens die dat ontvangen.

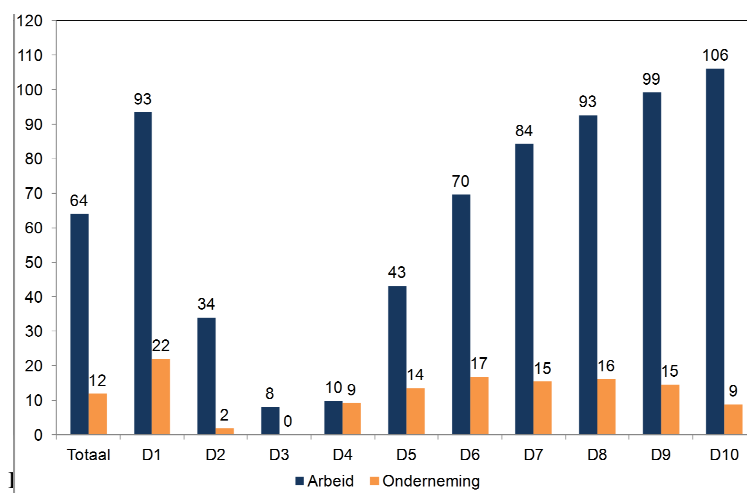


Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline - eigen berekening.

²⁰De aanwezigheid van jongeren in het eerste deciel vormt niet vanzelfsprekend de verklaring van de ontwikkeling van het eerste deciel. Zij zijn wel sterk geconcentreerd in dat deciel maar hun aandeel bedraagt maximaal 1/3 tot 1993 en is daarna duidelijk minder, en het verandert nauwelijks met de reeksbreuk van 2000.

Figuur 4 vergelijkt de toe- of afname van de drie primaire-inkomensbronnen in de tien decielen tussen 1977 en 2011.²¹ De geringe inkomenstoename van het eerste deciel is geen uitzondering. In het derde tot vijfde deciel liggen de reële inkomens uit arbeid van huishoudens die zo'n inkomen ontvangen in 2011 zelfs lager dan in 1977. Het verdient nadruk dat deze huishoudens ook over ander inkomen (kunnen) beschikken en dat arbeidsinkomen niet per se hun belangrijkste inkomen is. Ook moet benadrukt worden dat het gaat om een statisch beeld van afzonderlijke jaren en niet om de ontwikkeling van dezelfde huishoudens in de tijd.²² Arbeidsinkomens vertonen pas vanaf het zevende deciel een duidelijke stijging waarbij het tiende deciel er ver boven uit torent. Hetzelfde geldt voor primaire inkomens in het algemeen, nogmaals een illustratie van het grote belang van arbeidsinkomens. De vermogensinkomens zijn in 2011 over de gehele linie vrijwel gelijk aan die in 1977. De ondernemingsinkomens liggen over de gehele linie onder die van 1977, vooral in het hoogste deciel, met als opvallende uitzondering het eerste deciel (dat minder negatief is geworden).

Figuur 5 Aandelen (%) in de groei van huishoudens per bruto-inkomensdeciël, 1977 -2011



Deze ontwikkeling is gepaard gegaan met verschuivingen in de huishoudpopulaties die het betreffende inkomen ontvangen. Tussen 1977 en 2011 stijgt het aantal huishoudens met 2,7 miljoen; 64 procent daarvan ontvangt een inkomen uit arbeid, 12 procent een ondernemingsinkomen (Figuur 5). De spreiding van deze groei over de decielen is niet gelijkmatig geweest. Arbeidsinkomens groeien met name in het eerste deciel en vanaf het zesde deciel tot het tiende deciel. Het beeld voor onder-

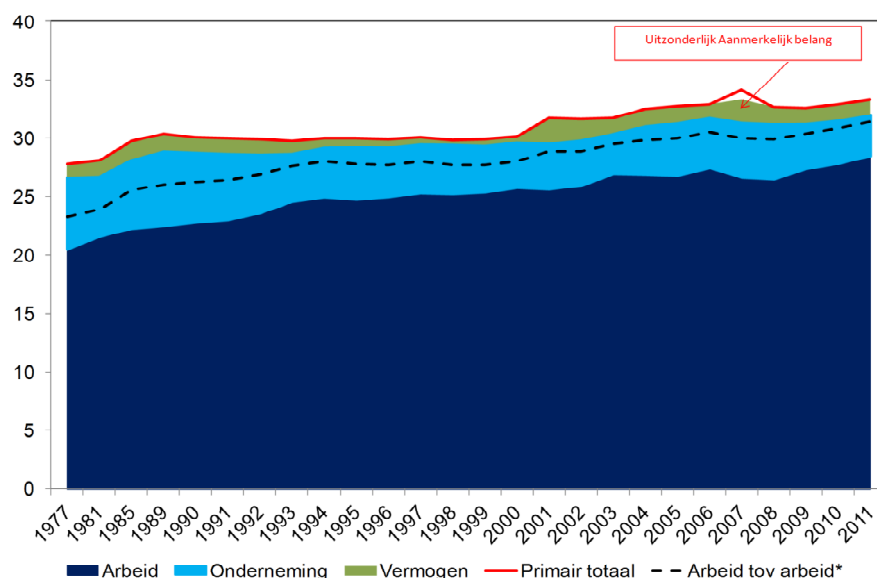
²¹ Vergelijking met het topjaar 2008 in plaats van 2011 maakt geen wezenlijk verschil al is de daling voor het tiende deciel van ondernemingsinkomens aanmerkelijk kleiner (vergelijk Figuur 3b).

²² Deze lagere niveaus wijzen wellicht op veranderingen in de samenstelling van huishoudens met arbeidsinkomens in de betrokken decielen, bijvoorbeeld als gevolg van een toegenomen belang van alleenstaanden. Analyse van dergelijke verschuivingen valt buiten het bestek van dit artikel.

nemingsinkomens is niet veel anders, met uitzondering van het tiende deciel, waar het aandeel afneemt. Vergeleken met arbeidsinkomens, vindt de groei van het aantal huishoudens met ondernemingsinkomen plaats in lagere decielen van de inkomensverdeling. In de tussenliggende decielen 2 tot 5 krimpt beider aandeel en wordt het gat gevuld door groepen zonder primair inkomen zoals 65+-ers.

Mijn conclusie is dat de onderkant van de inkomenspiramide eerder sterker geworteld is geraakt in de reële economie, zij het op een andere manier dan de bovenkant (vergelijk ook Lukkezen en Straathof in dit themanummer). In het eerste deciel is het aandeel huishoudens met arbeidsinkomens toegenomen (van 23 naar 48%). Ook het aandeel huishoudens met ondernemingsinkomens steeg in het eerste deciel (van 8 naar 13). Het weglaten van negatieve inkomens – zoals vaak toegepast voor de berekening van sommige ongelijkheidsmaten – is analytisch ongewenst. Verlies hoort immers principieel bij het marktinkomen en het vertoont bovendien slechts een beperkte variatie over de jaren. Als gevolg daarvan vinden we hoge en volatiele ongelijkheidsniveaus voor de primaire verdeling in haar totaliteit, maar de ontbinding naar inkomensbronnen levert een goed te begrijpen uitkomst, die vooral gedreven wordt door de arbeidsmarkt. De volatiliteit als gevolg van absoluut kleine veranderingen blijft echter nog steeds aanzienlijk; dit versterkt het belang als indicator van ongelijkheid van de topinkomens aandelen omdat deze daar minder gevoelig voor zijn.

Figuur 6 Aandeel (%) markt-topinkomens in totaal primair inkomen, 1977–2011



*) Toparbeitsinkomen als % totaal arbeidsinkomen. #) Primair totaal inclusief gehele Aanmerkelijk belang in 2007.

Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline; eigen berekening. Exclusief huishoudens zonder primair inkomen.

Het topinkomensaandeel van primaire inkomens uitgesplitst naar bron (Figuur 6) bevestigt de grote betekenis van arbeidsinkomens voor de ongelijkheid.²³ Het topaandeel in de totale primaire inkomens is tussen 1977 en 2011 gestegen van 27,8 naar 33,3 procent van alle primaire inkomens. Arbeidsinkomens nemen het overgrote deel voor hun rekening. Ze stijgen van 20,6 naar 28,5 procent van alle primaire inkomens. Ook als percentage van alle arbeidsinkomens (zie gebroken lijn) neemt hun aandeel sterk toe, van 23,5 procent naar 31,4%. In beide gevallen gaat de stijging vrijwel onafgebroken door, en geeft ze geen aanleiding om een verandering te verwachten. Het niveau dat in 2011 behaald wordt, is dan ook het hoogste van de gehele periode. Tegelijk krimpt de rol van ondernemingsinkomens in het topdeciel, van 6,1 naar 3,5 procent. Vermogensinkomens schommelen rond 1 procent en spelen in dit verband nauwelijks een rol.

De ontwikkeling van deze topaandelen, gebaseerd op een rangschikking van de betrokken huishoudens naar hun bruto inkomen, geeft mij reden te stellen dat de sociaal-economische ongelijkheid in de verwerving van (arbeids)marktinkomens groter is dan ooit tevoren in afgelopen 25 jaar.

4 Blijven inkomensherverdeling en huishoudequivalisering de ongelijkheid verminderen?

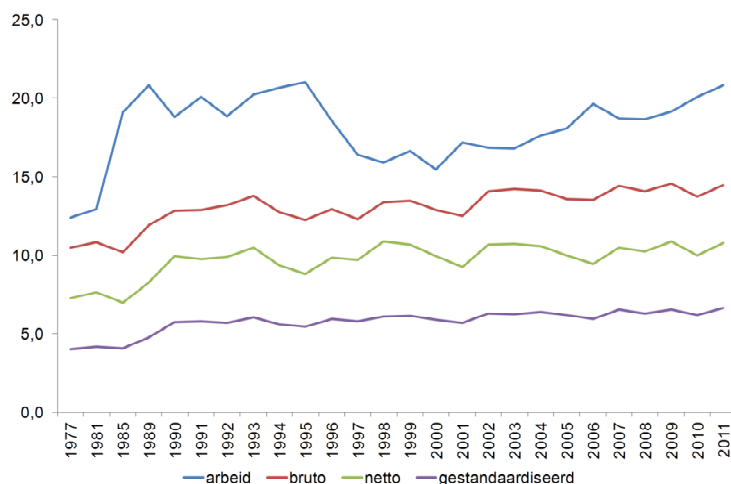
Het niveau van de ongelijkheid onder primaire inkomens is hoog, ongeacht of ze nu gegroeid is of niet. De vraag is in hoeverre inkomensherverdeling en standaardisering deze ongelijkheid verminderen, en of dat effect in de loop van de tijd is gewijzigd. Het gaat om de effecten van:

- sociale uitkeringen en overdrachten, bij de overgang van primair naar bruto inkomen;
- heffing van inkomstenbelasting en sociale premies, bij de overgang van bruto naar besteedbaar inkomen;
- equivalisering van het inkomen voor de samenstelling van de huishoudens, bij de overgang van besteedbaar naar gestandaardiseerd inkomen.

Hoe groot is de relatieve omvang van deze drie effecten en hoe ontwikkelen ze zich tussen 1977 en 2011? Zoals eerder uiteengezet kijk ik hiernaar met een vaste rangschikking van huishoudens op grondslag van bruto inkomens. Ik volg dus dezelfde statische benadering van achtereenvolgende jaren als hierboven. Daar kunnen uiteraard dynamische ontwikkelingen achter schuil gaan die in dit artikel buiten beschouwing blijven.

²³ Gedefinieerd voor het hoogste deciel van *bruto* inkomens, net als trouwens in het bestaande onderzoek naar het aandeel van topinkomens.

Figuur 7 Ongelijkheidsontwikkelingen naar inkomensbegrip, 1977–2011, S10:S1-verhouding, huishoudens steeds naar bruto inkomen gerangschikt

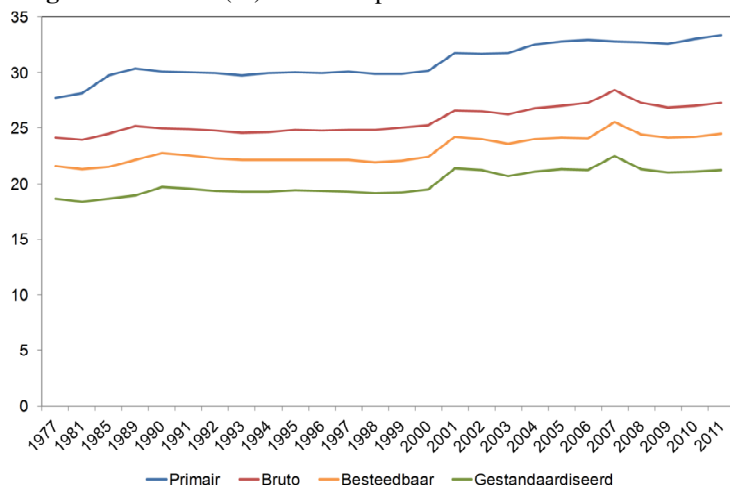


Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline; eigen berekening. Inclusief huishoudens zonder primair inkomen behalve arbeidsinkomen in paneel a.

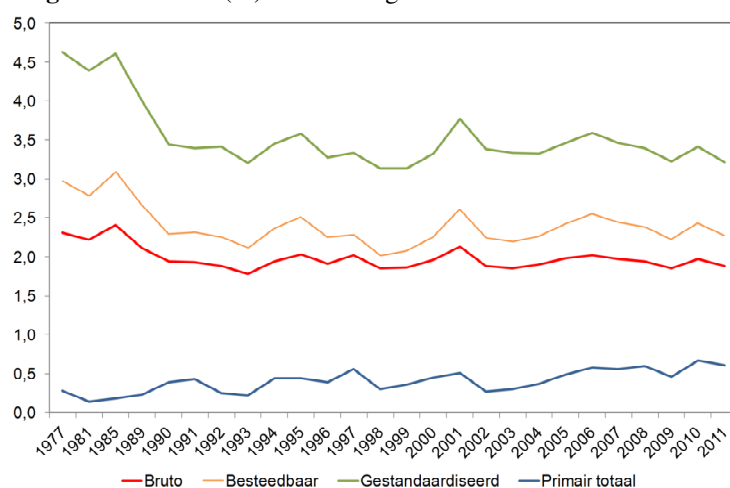
Figuur 7 toont voor elk van de vier inkomensbegrippen de ontwikkeling van de inkomensongelijkheid, gemeten aan de S10:S1-verhoudingen enerzijds. In alle vier gevallen is de ongelijkheid gestegen; ze bevindt zich anno 2011 op het hoogste punt van de afgelopen decennia, met uitzondering van het arbeidsinkomen en het besteedbaar inkomen die hetzelfde niveau al eerder haalden (paneel a). Van primair naar gestandaardiseerd inkomen is de reductie van ongelijkheid nog altijd aanzienlijk, maar het is ook duidelijk dat ze de ongelijkheidsgroei niet heeft kunnen compenseren. Integendeel, de ongelijkheid groeit sterker naarmate we dichter bij het eindresultaat komen. Voor bruto inkomens bedraagt de stijging 50 procent (van 10,5 naar 15,8), voor besteedbare inkomens eveneens 50 procent (van 7,2 naar 10,8) en voor gestandaardiseerde inkomens 65 procent (van 4,0 naar 6,6).

De topinkomensaandelen groeien, van primair tot gestandaardiseerd, met achtereenvolgens 20, 15, 14 en 13 procent (Figuur 8). Een daling in de inkomensaandelen van het onderste deciel (Figuur 9) zorgt ervoor dat de stijging in de ongelijkheidsverhoudingen S10:S1 groter is dan de groei van de topinkomensaandelen. Het inkomensaandeel van het laagste deciel is tussen 1977 en 2011 licht gestegen voor primaire inkomens (+0,3 procentpunt), maar gedaald voor de andere drie inkomensbegrippen (respectievelijk met -0,5, -0,7 en -1,4 procentpunt). Vooral voor gestandaardiseerde inkomens is het effect aanzienlijk. De herverdelende werking van uitkeringen is in de gestandaardiseerde inkomens aanzienlijk verminderd tussen 1977 en 2011. Het nivellerende effect van belastingheffing is ook verminderd, maar minder sterk. De dalingen zijn geconcentreerd in de eerste vijftien jaar en daarna gestabiliseerd.

Figuur 8 Aandeel (%) van het topdecieel van het bruto inkomen in het totale inkomen



Figuur 9 Aandeel (%) van het laagste decieel van het bruto inkomen in het totale inkomen

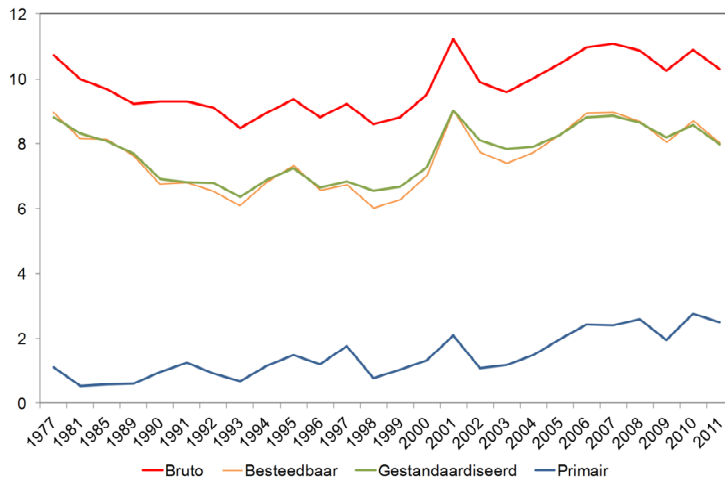


Een goede vergelijking van primaire- en bruto-inkomensongelijkheid om de rol van uitkeringen en overdrachten te kunnen bepalen, vergt aandacht voor de absolute bedragen en een gedetailleerder perspectief. Juist omdat de primaire inkomens aan de onderkant zo gering zijn, zo niet negatief, leidt een relatieve beschouwing tot enorme vertekeningen. Figuur 10 toont de absolute bedragen waar het in het eerste decieel om gaat. Het primair inkomen van rond € 1.500 gaat onder invloed van sociale uitkeringen sterk omhoog tot een bruto inkomen van circa € 10.000, en daalt dan onder invloed van belasting- en premieheffing met € 2000; het vertoont hoege-naamd geen effect van equalisering.²⁴ Als percentage van het bruto inkomen in

²⁴ Juist omdat hogere decielen daarvan wel een neerwaarts effect ondervinden, ligt het gestandaardiseerde bodem-decielaandeel in Figuur 9 hoger.

het eerste deciel daalt de bijdrage van uitkeringen van 90 naar 80 procent, nemen belastingen toe van 16 naar 24 procent en blijft standaardisering ongewijzigd.

Figuur 10 Inkomensontwikkeling eerste bruto-inkomensdeciël voor vier inkomensbegrippen, 1977–2011. Absolute bedragen in k€, prijzen van 2011



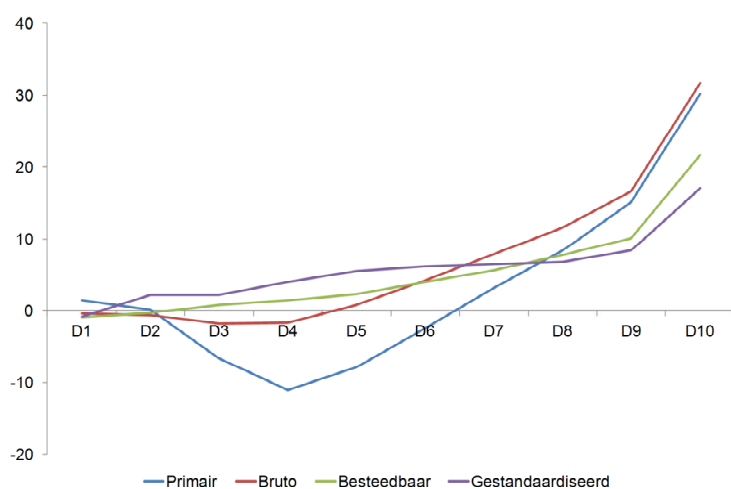
Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline - eigen berekening. Inclusief huishoudens zonder primair inkomen.

Mensen behorende tot het hoogste deciel ontvangen ook uitkeringen en overdrachten, en wel in dezelfde absolute omvang als het eerste deciel. Ze betalen fors meer belastingheffing, en ervaren een aanzienlijk effect van equivalisering, dat het besteedbaar inkomen met € 25.000 tot 30.000 omlaag brengt. Relatief ten opzichte van het gemiddelde bruto inkomen in dit deciel dalen de uitkeringen licht (van 9 naar 8%), en nemen belastingen (van 42 naar 43%) en standaardisering (van 33 naar 35%) enigszins toe. Alle drie hebben daarmee slechts een gering verlagend effect op de ongelijkheidsontwikkeling en compenseren de sterke stijging van de primaire inkomens in dit deciel niet.

Analoog aan Figuur 4, maar nu voor alle huishoudens en niet alleen die met een primair inkomen, trekt Figuur 11 het beeld van deze absolute veranderingen door naar de hele inkomensverdeling. Het is opnieuw een samenvatting die 1977 vergelijkt met 2011, met weglating van de tussenliggende jaren. Het beeld bevestigt de resultaten voor de uiteinden van de inkomensverdeling. Ze toont echter een afwijkende situatie tussen beide uitersten in. Zoals we eerder zagen, dalen de primaire inkomens in het midden van de verdeling, maar nu valt op dat dit goeddeels gecompenseerd wordt door herverdeling, met name door sociale uitkeringen (ongelijkheid van primaire inkomen is groter dan van bruto inkomen) maar ook door belastingheffing (ongelijkheid van bruto-inkomen is groter dan van besteedbaar inkomen). Tot slot leidt equivalisering (ongelijkheid van besteedbaar inkomen is groter dan van gestandaardiseerd inkomen) ertoe dat deze huishoudens er gemid-

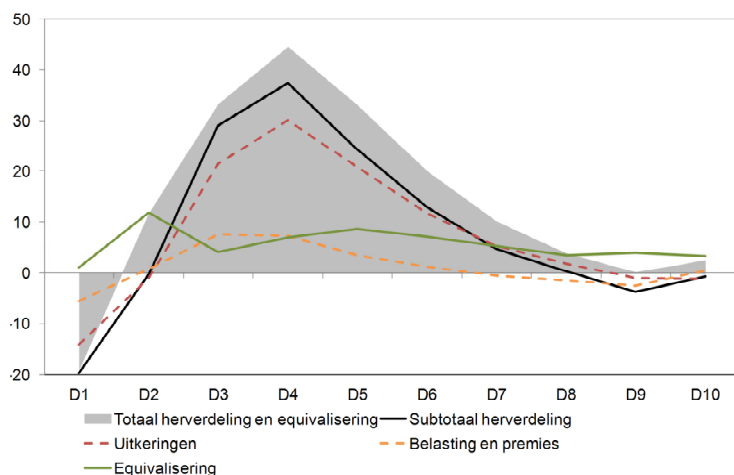
deld tot 5 procent op vooruitgaan; dit laatste wijst op een gewijzigde huishoudsamenstelling.

Figuur 11 Verandering in gemiddeld inkomen (k€-2011) per bruto-inkomensdeciël naar inkomensbegrip, tussen 1977 en 2011



Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline - eigen berekening. Inclusief huishoudens zonder primair inkomen.

Figuur 12 Verandering (procentpunt gemiddelde bruto inkomen) vanwege herverdeling en equalisering per bruto-inkomensdeciël, tussen 1977 en 2011



Bron: CBS, Speciale gegevens en Statline; eigen berekening. Inclusief huishoudens zonder primair inkomen.

Tot slot vat Figuur 12 de ontwikkeling in de bijdragen van herverdeling (uitgesplitst naar uitkeringen en belastingen) en equalisering samen. Aan de onderkant blijft het effect van equalisering onveranderd gering, terwijl de invloed van her-

verdeling sterk daalt door een vermindering van uitkeringen en een verzwaring van belastingen. Dat versterkt de ongelijkheid van gestandaardiseerde inkomens. Aan de bovenkant van de verdeling zijn de veranderingen in alle opzichten relatief klein en houden ze elkaar ruwweg in evenwicht. Het iets inkomensverhogende effect van equivalisering aan de top vergeleken met 1977 vergroot het verschil met het eerste deciel. De lichte daling van uitkeringen en toename van belastingheffing verkleinen dat verschil juist. Het totale effect toont een sterke groei in het midden van de verdeling. In het vierde deciel nemen de bijdragen van herverdeling en equivalisering samen met 45 procentpunt van het bruto inkomen toe. Uitkeringen dragen daar meer dan 30 procentpunt aan bij, belastingen en equivalisering samen de rest. De hogere bijdrage van equivalisering in het tweede deciel wijst op de relatief sterke afname van meerpersoonshuishoudens ten gunste van alleenstaanden in dat deciel, de equivalisering wordt daarmee 'lichter' en het besteedbare inkomen daalt minder vanwege standaardisering.

Het resultaat toont het belang aan van een dubbel onderscheid: tussen equivalisering en herverdeling, en binnen het laatste tussen uitkeringen en belastingen. In dwarsdoorsnede is de bijdrage van equivalisering tot het zevende deciel even belangrijk als die van herverdeling (Figuur 11). Maakt men daar het onderscheid niet dan wordt de rol van herverdeling, en daarmee van maatschappelijke instituties en politieke beleidsvorming, overschat. In de loop van de tijd neemt het equivaliseringseffect echter iets af en draagt het juist bij aan de ongelijkheidsgroei (Figuur 12). Dit effect is geen resultaat van overheidsbeleid en herverdelende instituties maar weerspiegelt demografische veranderingen zoals het bijna verdubbelde aandeel van alleenstaanden in de huishoudpopulatie en de krimp van het gemiddeld aantal leden in meerpersoonshuishoudens. Als men in de ontwikkeling over de tijd het onderscheid met equivalisering niet maakt, wordt de voortgezette werking van herverdeling juist onderschat. Omdat de beide uiteinden van de verdeling, het eerste en het tiende deciel, de meest stabiele huishoudpopulatie kennen, heeft de verandering voor de hier gehanteerde S10:S1-verhouding relatief weinig effect. Maar daartussenin des te meer.

Het onderscheid binnen de herverdeling laat sterk uiteenlopende effecten zien van uitkeringen en belasting- en premieheffing. De eerste nemen een groot deel van de verandering voor hun rekening, in de tweede is relatief weinig veranderd. Hierbij moet echter een belangrijke kanttekening gemaakt worden. De grote bijdrage van de uitkeringen berust vrijwel geheel op pensioenuitkeringen, waarvan weer bijna de helft voor rekening komt van beroepspensioenen. Deze vormen welbeschouwd geen sociale uitkering (zie ook voetnoot 7) en zijn niet gebaseerd op uitkeringsbeleid van de overheid maar weerspiegelen de rijping van het collectief georganiseerde private pensioenstelsel. Het beroepspensioen boven op de AOW heeft vele huishoudens op doen schuiven naar een hogere plek in de inkomensverdeling.

5 Conclusie

Deze bijdrage is gebaseerd op gedetailleerde gegevens van het CBS betreffende de inkomensverdeling van huishoudens sinds 1977 die ik zelf heb gerepareerd voor een reeksbreuk. Die reparatie richt zich op vergroting van de consistentie over de tijd, en noodgedwongen niet op de best mogelijke weergave van inkomen en inkomensongelijkheid.

Met deze data is het mogelijk om de verdeling van inkomen (lees marktinkomens), de herverdeling ervan (lees het effect van uitkeringen, belasting en sociale premies) en de standaardisering van inkomens (lees correctie voor samenstelling van de ontvangende huishoudens) te onderzoeken, uitgaande van een uniforme rangschikking van de huishoudens, in dit geval naar bruto inkomen. Daarmee wordt vermeden dat effecten van herschikking van huishoudens ten onrechte als resultaat van herverdeling worden geïnterpreteerd. Mede vanwege het beschikbare datamateriaal maak ik gebruik van ongelijkheidsmaten die vooral aandacht besteden aan de ‘staarten’ van de inkomensverdeling: het onderste en het hoogste deciel. Dit in plaats van de gebruikelijke Gini-coëfficiënt, die vooral aandacht schenkt aan het midden van de verdeling.

Het hoogste deciel is geen willekeurig uiteinde van de verdeling. Dat heeft het onderzoek naar topinkomens inmiddels genoegzaam aangetoond. In deze bijdrage toon ik met een uitsplitsing naar inkomens uit arbeid, onderneming en vermogen aan dat ook het laagste deciel geen ruis is, maar een weerspiegeling vormt van de reële economie. Het laagste deciel leent zich dus net als het hoogste deciel voor nadere analyse. Ongelijkheidsmaten die kleine of negatieve inkomens terzijde laten, zijn daarom analytisch onvolkomen.

In dit artikel wordt duidelijk dat de aldus gemeten ongelijkheid in de verdeling van huishoudinkomens uit arbeid tussen 1977 en 2011 onafgebroken is toegenomen. In de onderste helft van de verdeling is de koopkracht van arbeidsinkomens eerder lager geworden dan hoger. Vooral de arbeidsinkomens zijn verantwoordelijk voor de groei van het topinkomensaandeel van 28 tot 33 procent van het totale marktinkomen. Een verrassend resultaat is dat de ongelijkheid onder ondernemingsinkomens niet structureel is toegenomen; hun rol in het topinkomensaandeel is zelfs gehalveerd. Vermogensinkomens, zoals gedefinieerd door het CBS, hebben nauwelijks effect – ze zijn gelijkmatig gespreid over de inkomensverdeling, gemiddeld gering en blijven vrijwel onveranderd in de tijd.

De inkomensongelijkheid onder de gehele bevolking is gegroeid, en bevindt zich nu in verschillende opzichten – arbeidsinkomen, bruto inkomen, besteedbaar inkomen en gestandaardiseerd inkomen – op het hoogste punt van de afgelopen 35 jaar of evenaart een eerder hoogtepunt. Dit strookt met de geringe informatie die het CBS geeft over de Gini-coëfficiënt (vanaf 2001 voor besteedbaar en gestandaardiseerd inkomen): het niveau van 2011 is het hoogst voor huishoudens met het belangrijkste inkomen uit arbeid of overdracht, en ook voor de totale populatie. De

enige uitzondering is het jaar 2007, dat beïnvloed is door een uniek hoog Aanmerkelijk belang.

De ongelijkheidsgroei is snel en sterk geweest tijdens en na de diepe recessie van de jaren tachtig, en daarna geleidelijk maar onafgebroken doorgegaan, ook tijdens de recente jaren van financiële crisis. Er zijn geen aanwijzingen dat ze vanzelf tot stilstand zal komen.

Hoewel uitkeringen en belasting- en premieheffing nog altijd zeer belangrijke bijdragen leveren aan de verlaging van inkomensongelijkheid, hebben ze de groei van marktongelijkheid niet volledig weten te neutraliseren. De stijging van topinkomens draagt daaraan bij, maar ook de afgenomen herverdeling aan de onderkant van de inkomensverdeling.

Standaardisering van inkomens, voor de samenstelling van het huishouden, is minstens zo belangrijk voor de vermindering van de ongelijkheid als de herverdeling door belasting en premies. Standaardisering vermindert ongelijkheid in de jaarlijkse dwarsdoorsnede, maar heeft over de tijd gezien evenmin de groei van de ongelijkheid van marktinkomens geneutraliseerd. Integendeel, met een licht krimpend effect draagt ze daar uiteindelijk enigszins aan bij. Het effect van huishoudvorming op de inkomensongelijkheid is daarom een belangrijk onderwerp voor nader onderzoek, naast arbeidsmarktongelijkheid en herverdeling.

Auteur

Wiemer Salverda (e-mail:w.salverda@uva.nl) is verbonden aan de Universiteit van Amsterdam als bijzonder hoogleraar Arbeidsmarkt en Ongelijkheid namens de Stichting Politieke Economie aan het *Amsterdam Centre for Inequality Studies* AMCIS en als coördinator van het GINI-project aan het Amsterdams Instituut voor Arbeidsvraagstukken AIAS.

Literatuur

- Brakel-Hofmans, M. van den, 2007, De ongelijkheid van inkomens in Nederland, *Sociaal-economische Trends*, 2007(3): 7-11, CBS, Voorburg/Heerlen.
- Caminada, K. en K. Goudswaard, 2001, Trends in inkomensongelijkheid en sociaal beleid. *Tijdschrift voor Politieke Economie*, vol. 22(4): 55-69.
- Caminada, K., K. Goudswaard en C. Wang, 2012, Disentangling income inequality and the redistributive effect of taxes and transfers in 20 LIS countries over time, LIS Working Paper Series 581, Luxemburg.
- Europese Commissie, 2005, *Verordening (EG) nr. 1722/2005 van de Commissie van 20 oktober 2005 betreffende de beginselen voor de schatting van woondiensten*
- R. Gradus en P. Hendriks, 1999, De inkomensverdeling ontleed, *Economisch-Statistische Berichten*, vol. 84(4210): 484-89.
- Mayerhauser, N. en M. Reinsdorf, 2007, Housing Services in the National Economic Accounts, US Bureau of Economic Analysis (www.bea.gov/papers/pdf/RIPfactsheet.pdf).
- OESO, 2012, *Income Distribution Data Review Netherlands*, (<http://www.oecd.org/els/soc/OECDIncomeDistributionDataReview-Netherlands.pdf>).
- Salverda, W., 2012, Arbeidsmarkt, ongelijkheid en de crisis, *TPedigitaal*. vol. 5(4): 82-97.
- Salverda, W. en A.B. Atkinson, 2007, Top Incomes in the Netherlands over the Twentieth Century, in: A.B. Atkinson en Thomas Piketty (eds), *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*. Oxford University Press, 426-471.
- Salverda, W., M. de Graaf-Zijl, C. Haas, B. Lancee en N. Notten, 2013, Netherlands: Policy-enhanced inequalities tempered by household formation, in: W. Salverda, B. Nolan, D. Checchi, I. Marx, A. McKnight, I. Toth en H. van de Werfhorst (eds), *Changing Inequalities and Societal Impacts in Rich Countries*, Oxford University Press (te verschijnen).
- Törmälehto, V-M en H. Sauli, 2010, *The distributional impact of imputed rent in EU-SILC*, Eurostat, KS-RA-10-023-EN-N.

Appendix Een tentatieve overbrugging van de reeksbreuk inkomensverdeling CBS in 2000

Het jaar 2000 vormt het laatste van een reeks die begint in 1977, en het eerste van een nieuwe reeks die tot op heden doorloopt. De nieuwe CBS gegevens voor het jaar 2000 hebben nog immer een voorlopig karakter – een verbeterde aansluiting op de oude reeks staat op het programma van het CBS. Aggregate maar vooral ook disaggregate uitkomsten verschillen soms aanmerkelijk tussen beide reeksen, en het niveau van de ongelijkheid lijkt per saldo hoger uit te vallen (zie Figuur 1). De vraag is of dat laatste de werkelijkheid weerspiegelt of een gevolg is van een veranderde statistische waarneming. In die waarneming is een veelheid van veranderingen aangebracht, zoals:

- a) een enorme uitbreiding van het aantal (kleine) primaire inkomens uit vermogen;
- b) een aanmerkelijk gewijzigde bepaling van de economische huurwaarde van het eigen huis – onderdeel van inkomen uit vermogen;
- c) een ruimere waarneming van het inkomen uit arbeid (toevoeging van de pensioenpremies), die tot een verhoging ervan leidt;
- d) een veranderde klassificering van huishoudens naar hun belangrijkste bron van primair inkomen uit arbeid of onderneming;²⁵
- e) een preciezere waarneming van huishoudens die hun totale aantal verlaagt en de categorisering verschuift van eenpersoons- naar meerpersoonshuishoudens;
- f) een versimpeling van de standaardisering van het inkomen naar samenstelling van het huishouden.

Ik loop deze zes punten hieronder langs en geef aan hoe ik ze tentatief heb gerepareerd. Details zijn in verschillende gevallen pas beschikbaar voor 2001 en niet voor het jaar 2000 in overlap met de eerdere reeks, wat een precieze vergelijking van de verschillen bemoeilijkt.

Ad a. Huishoudens met inkomen uit vermogen. Vanaf 2001 worden meer dan 1,1 miljoen huishoudens, of 23 procent van het totaal, extra waargenomen met een primair inkomen uit vermogen. Hun spreiding over de inkomensverdeling is niet gelijkmatig: 60 procent van de toename bevindt zich in de onderste drie decielen van de bruto-inkomensverdeling. Het gaat dus veelal om een klein vermogensinkomen.²⁶ Het totaal aantal primaire inkomens neemt veel minder sterk toe (499.000 of +8%) omdat veel van deze huishoudens al geteld worden vanwege een arbeids- of ondernemingsinkomen. Van deze kleinere totale toename is 90 procent in de onderste drie decielen geconcentreerd. Gerekend over uitsluitend huishoudens met

²⁵ Daar komt nog bij dat inkomens van zelfstandigen voortaan worden afgeknot bij € 1 miljoen en inkomens uit aanmerkelijk belang bij € 250.000. Voor de klassificering naar inkomenshoogte is dat niet van belang (die stop bij 100.000), wel kan dit het totale en gemiddelde inkomens beïnvloeden.

²⁶ Een belangrijke verandering is de halvering van de toegerekende huurwaarde van € 14,7 naar 7,1 miljard door een afslag voor afschrijvingen. Deze vindt geen steun in de Nationale Rekeningen.

een *primaire* inkomen neemt de ongelijkheid toe, omdat hun gewicht met dat halve miljoen extra naar de onderkant van de verdeling verschuift. Echter gerekend over alle huishoudens met een *bruto* inkomen (ontbrekende *primaire* inkomens worden dan als nul meegeteld) treedt die verschuiving niet op.²⁷ Dit biedt een simpele en consistente oplossing zo lang de aandacht gericht is op de inkomensverschuivingen op de grondslag van de bruto-inkomensverdeling. Voor zover de aandacht wordt gericht op *primaire* inkomens anders dan die uit vermogen, dat wil zeggen uit arbeid of bedrijf, heeft deze breuk geen effect.

Ad b. Vermogensinkomen uit huurwaarde eigen huis (zie Tabel A.1 deel a).

Voor een economisch verantwoorde bepaling van het inkomen uit vermogen (bezittingen minus schulden) krijgen huishoudens die het huis waarin ze wonen zelf bezitten, de economische huurwaarde daarvan toegerekend, enerzijds als vorm van consumptieve besteding en anderzijds als vorm van inkomen uit vermogen. Deze huurwaarde wordt niet waargenomen maar, op grond van internationale statistische afspraken (Europese Commissie, 2005), in principe afgeleid van de huur van gelijkwaardige huisvesting op de vrije markt. Met ingang van 2001 heeft het CBS de inkomensberekening van bruto naar netto aangepast door voortaan afschrijving in mindering te brengen.²⁸

Het effect is aanzienlijk: meer dan een halvering van € 15 miljard naar 7 miljard in 2001, en het verschil groeit snel, van minus € 8,3 mld in 2001 naar minus 13,8 mld in 2011. Deze verandering draagt er in belangrijke mate aan bij dat het inkomen uit vermogen, dat over 1977–2000 altijd positief was en uitsluitend in de eerste bruto-inkomensdecil negatief, in de CBS inkomensstatistiek vanaf 2001 gemiddeld over de hele verdeling altijd negatief is en vrijwel uitsluitend in de hoogste decil nog positief uitvalt. Ten behoeve van de vergelijkbaarheid voor en na 2000 houd ik vast aan de *bruto* huurwaarde en heb ik het verschil geïmputeerd in de inkomensdecilen naar rato van het huizenbezit zoals dat volgt uit de CBS Vermogensstatistiek (zie Tabel A.1). Hierdoor is het vermogensinkomen nu altijd positief voor het gemiddelde en vaak ook voor andere decilen dan het hoogste. Deze correctie verhoogt niet alleen het *primaire* inkomen maar werkt ook door op het bruto, besteedbare en gestandaardiseerde inkomen.

²⁷ Sommige CBS/Statline inkomensstatistieken volgen ook die lijn.

²⁸ De Nederlandse aanpak lijkt niet langer in de pas te lopen met die van andere Europese landen (Törmälehto en Sauli, 2010, voetnoot 14). De aftrek van afschrijving is op zich terecht voorzover het om netto inkomens gaat (zie ook Mayerhauser and Reinsdorf, 2007). Het lijkt echter onwaarschijnlijk dat meer dan de helft van de vrije huurwaarde uit afschrijving zou bestaan.

Tabel A.1 Twee majeure correcties vanaf 2000

a. Aanpassing vermogensinkomen wegens economische huurwaarde eigen woning

Aggregaat, € mln	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Huurwaarde OESO*	15402	16228	17155	18195	19207	20091
Huurwaarde CBS	7117	7243	8066	8613	8690	9245
Verschil	8285	8985	9089	9582	10517	10846
Verdeling 2001	Totaal	D1	D2	D3	D4	D5
Correctie, € mln	8285	324	125	255	405	641
spreiding**	100%	2%	1%	3%	5%	8%
% oude niveau***	116%	215%	63%	82%	89%	110%

a. Aanpassing vermogensinkomen wegens economische huurwaarde eigen woning (vervolg)

Aggregaat, € mln	2007	2008	2009	2010	2011
Huurwaarde OESO*	20908	21684	22695	23724	24855
Huurwaarde CBS	9656	10040	10361	10509	11010
Verschil	11252	11644	12334	13215	13845
Verdeling 2001	D6	D7	D8	D9	D10
Correctie, € mln	842	1036	1245	1496	2065
spreiding**	10%	13%	15%	18%	25%
% oude niveau***	113%	121%	126%	127%	126%

b. Aanpassing arbeidsinkomen wegens pensioenpremie werkgevers en sociale lasten publieke sector

Verdeling 2001	Totaal	D1	D2	D3	D4	D5
	-				-	
Correctie, € mln	15197	-14	-18	-96	430	-834
spreiding**	100%	0%	0%	1%	3%	5%
		-	-		-	
% oude niveau***	-8%	1%	1%	-2%	5%	-6%

b. Aanpassing arbeidsinkomen wegens pensioenpremie werkgevers en sociale lasten publieke sector (vervolg)

Verdeling 2001	D6	D7	D8	D9	D10
		-	-		-
Correctie, € mln	-1265	1751	2334	-3201	5171
		12	15		
spreiding**	8%	%	%	21%	34%
		-	-		-
% oude niveau***	-7%	7%	8%	-9%	10%

c. Totaal effect op ongelijkheid

92 Inkomen, herverdeling en huishoudvorming 1977–2011: 35 jaar ongelijkheidsgroei in Nederland

	2001	2002	2003	2004	2005	2006
Aandeel hoogste bruto-inkomensdeciel (S10) %						
Primair inkomen	-1%	-1%	-2%	-2%	-2%	-1%
Arbeid / totaal	-5%	-6%	-6%	-6%	-6%	-6%
Onderneming / totaal	+3%	+3%	+5%	+5%	+6%	+5%
Verhouding hoogste en laagste bruto-inkomensdeciel S10:S1), %						
Primair inkomen	-29%	-32%	-32%	-30%	-27%	-24%
Arbeid / totaal	-7%	-8%	-9%	-10%	-10%	-9%

c. Totaal effect op ongelijkheid (vervolg)

	2007	2008	2009	2010	2011
Aandeel hoogste bruto-inkomensdeciel (S10) %					
Primair inkomen	-1%	-1%	-2%	-2%	-2%
Arbeid / totaal	-6%	-5%	-6%	-6%	-6%
Onderneming / totaal	+5%	+5%	+5%	+5%	+5%
Verhouding hoogste en laagste bruto-inkomensdeciel S10:S1), %					
Primair inkomen	-23%	-24%	-32%	-27%	-29%
Arbeid / totaal	-9%	-9%	-10%	-10%	-10%

*) Volgens *National Accounts* OESO, toegespitst op eigen huis uitgaande van de verhouding in 2000 (84% totale bruto huurwaarde). **) Conform de bruto waarde van het huizenbezit volgens CBS, *Particuliere Huishoudens; vermogensbestanddelen* (geïnterpoleerd voor 2001–2005). ***) Percentage van netto huurwaarde volgens CBS. ****) Totaal pensioenpremies en aandeel in totaal premies van werknemersverzekeringen van personeel in publieke sector pro rata naar loonsom.

#) Uitgaande van CBS-totaal zijn dezelfde verhoudingen gehanteerd als in 2010. §) Voorlopige cijfers.

De toevoeging aan het inkomen valt relatief hoger uit voor met name de laagste deciel en verlaagt de ongelijkheid (S10:S1-verhouding) ietwat.

Ad c. Hoogte van het arbeidsinkomen (zie Tabel A.1, deel b). Vanaf 2000 zijn anders dan voorheen alle premies voor pensioenverzekering en de (pseudo) sociale premies van ambtenaren opgenomen in het primaire inkomen zowel als het bruto inkomen; werknemers. Deze toevoeging loopt sterk op met de inkomenshoogte en veroorzaakt daarom een grote reeksbreuk in de ongelijkheid. Ze heeft volgens het CBS geen invloed op het besteedbaar inkomen omdat beide dan weer zijn afgetrokken, maar ze vergroot wel de afstand tussen bruto en besteedbaar inkomen en impliceert daarmee een grotere herverdeling. Correctie is daarom ook van belang voor een uniforme beschouwing van de herverdeling van bruto naar beschikbaar inkomen. Een bevredigende correctie zou ook vóór 2000 deze premies proberen toe te voegen, maar dat is bij gebrek aan gegevens niet mogelijk. Daarom moet ik helaas de omgekeerde weg bewandelen, en de betreffende premies vanaf 2001 juist

aftrekken. Dan zijn de pensioenpremies direct bekend (€ 12,7 mld in 2001) en kunnen ze in hun geheel worden afgetrokken; de pseudo-premies (€ 2,5 mld) schat ik uit het eveneens bekende totaal van alle premies naar rato van het aandeel van de publieke sector in de totale loonsom.²⁹ Deze omgekeerde correctie impliceert een onderschatting van de ongelijkheid en, gelet op de sterke ontwikkeling van het beroepspensioenstelsel,³⁰ waarschijnlijk ook een onderschatting van de groei ervan over de gehele periode.

In deel C. van de Tabel A.1 zijn de effecten van beide correcties tezamen opgenomen.³¹ Het effect op het topinkomensaandeel in het primaire inkomen is met 1 à 2% gering. Hetzelfde geldt voor het overeenkomstige aandeel binnen arbeidsinkomens (niet vermeld). Het impliceert dat de ontwikkeling van deze topinkomens-aandelen over de reeksbreuk heen gevolgd kan worden. Het topaandeel van arbeidsinkomens binnen het totaal van primaire inkomens (zie Figuur 6) daalt met 5 à 6%; dat van ondernemingsinkomens stijgt juist. De effecten veranderen weinig over de tijd. De gevolgen voor de S10:S1-verhouding zijn wel aanzienlijk. Voor primaire inkomens daalt ze met 23 tot 32 %, voor arbeidsinkomens met 7 tot 10% (voor ondernemingsinkomens is ze ongewijzigd). Dit is vooral het gevolg van verhogingen in de onderste deciel aangezien de topinkomens aandelen weinig veranderen.

Ad d. Arbeid en onderneming als kenmerkende primaire-inkomensbron. De indeling naar voornaamste inkomensbron van het huishouden is in 2000 door het CBS herzien. Alle huishoudens waarin iemand als zelfstandige inkomen uit onderneming ontvangt, worden als zelfstandige gecategoriseerd ook als loon (of vermogen) de belangrijkste bron van inkomsten van het huishouden vormt. Aldus daalt het aantal huishoudens met inkomen uit betaalde arbeid met 186.000 of 4,6 procent, terwijl het aantal dat vóór 2000 winst ontvangt en vanaf 2001 inkomen uit onderneming, met 350.000 meer dan verdubbelt. Het effect is van geen belang voor de aggregate ongelijkheid, maar wel voor disaggregate ontwikkelingen naar bron van inkomen.³² Voorzover in deze bijdrage gegevens worden gebruikt betreffende *elk* arbeids- of ondernemingsinkomen, ongeacht welk van de twee het belangrijkste is in het huishouden, maakt deze veranderde klassificering echter niet uit.

Ad e. Waarneming van huishoudens. Het aantal huishoudens daalt als gevolg van de statistische herziening. Dat is van belang voorzover het gepaard gaat met

²⁹ Impliciet is verondersteld dat rangschikking van huishoudens niet verandert. De pensioenpremies nemen 86% van de correctie voor hun rekening.

³⁰ Nationale pensioenpremies verviervoudigden sinds 1980.

³¹ Het effect (uitsluitend van de huurwaardecorrectie) op de ongelijkheid voor het bruto, besteedbaar en gestandaardiseerd inkomen is uitermate gering – nooit meer dan 3% voor S10 of S10:S1 – en weggelaten in de tabel.

³² Afgezien van de verschuiving tussen beide categorieën is het denkbaar dat de volatiliteit van (lage) inkomens in allebei tegelijk afneemt. Bij classificatie als arbeidsinkomen is nu het meer volatile ondernemingsinkomen afwezig; in huishoudens met een gering en volatiel ondernemingsinkomen kan een belangrijker arbeidsinkomen demping bieden.

een verschuiving tussen types van huishoudens waardoor de gestandaardiseerde verdeling kan worden beïnvloed. Vooral de beoordeling of twee personen op een adres als een paar of als twee alleenstaanden beschouwd moeten worden, is verbeterd. Als gevolg hiervan neemt het totaal aantal huishoudens per saldo af met 150.000 of 2,2%. De daling is volledig geconcentreerd onder eenpersoonshuishoudens: hun aantal daalt met 160.000 of 6,6%. Hun aandeel onder alle huishoudens, ruim een derde, neemt af met 1,6 procentpunt, dat van meerpersoonshuishoudens stijgt in dezelfde mate. Per deciel bekeken is de verschuiving het sterkst in het vierde deciel (+/- 4,8 procentpunt), gevolgd door het tweede en derde deciel (rond 3 procentpunt). Het verschil is gering in het eerste deciel (+/- 0,6) en in het hoogste deciel, waar het bovendien ten gunste is van eenpersoonshuishoudens (+/- 0,2). Voor de (gestandaardiseerde) S10:S1-verhouding zal het effect van deze verandering daarom gering zijn. Voor de Gini coëfficiënt kan dat anders liggen.

Hier kan aan worden toegevoegd dat het huishouden niet langer wordt geclassificeerd naar het ‘hoofd’ maar naar de belangrijkste verdiener. Dat is hier van weinig belang omdat ik geen aandacht besteed aan geslacht of leeftijd.

Ad f. Equivalentie. Vanaf 2000 wordt door het CBS een aangepaste equivalentieschaal toegepast voor standaardisering, ten opzichte van een eenpersoonshuishouden (Tabel A.2). De veranderingen ten opzichte van de eerder gebruikte schaal zijn echter gering. Voor volwassenen zonder kinderen is er geen verschil; voor de eerste drie kinderen werd eerst een onderscheid naar leeftijd gemaakt in drie groepen (0-5, 6-11, en 12-17) maar de nieuwe factoren vormen daarvan ongeveer het gemiddelde met weinig variatie daarom heen. Ik neem daarom aan dat de verandering nauwelijks effect uitoefent op het resultaat.

Tabel A.2 Equivalentiefactoren CBS vanaf 2000

Volwassenen	Kinderen < 18 jaar				
	0	1	2	3	4
1	1,00	1,33	1,51	1,76	1,95
2	1,37	1,67	1,88	2,06	2,28
3	1,73	1,95	2,14	2,32	2,49
4	2,00	2,19	2,37	2,53	2,68

Bron: CBS, *Equivalentiefactoren 1995–2000*, Tabel 15. Voorburg, 2004.

<http://www.cbs.nl/nl-NL/menu/themas/inkomen-bestedingen/publicaties/publicaties/archief/2004/1995-2000-equivalentiefactoren-pub.htm>

In het algemeen is de conclusie dat de gegevens betreffende (de ongelijkheid) van alle vier inkomensbegrippen na correcties redelijk vergelijkbaar zijn voor en na 2000. De correcties veranderen weinig aan de topinkomensandelen en alleen de S10:S1-ratio voor primaire inkomens daalt aanmerkelijk.

Sociaal beleid en inkomensongelijkheid

Marloes de Graaf-Zijl en Tahnee Ooms

Overheidsbeleid beïnvloedt de inkomensverdeling op veel manieren. In de afgelopen drie decennia is het overheidsbeleid in tijden van recessie ten koste gegaan van de onderkant van de inkomensverdeling. Bezuinigingen, gericht op het bereiken van begrotingsevenwicht tijdens de crises van de jaren tachtig en negentig, hebben geleid tot lagere minimumlonen en lagere uitkeringsniveaus. Ook structurele hervormingen van de verzorgingsstaat – veelal gericht op het stimuleren van arbeidsparticipatie – ondergraven de inkomensoverdracht van rijk naar arm. Door gedragseffecten zijn minder mensen afhankelijk van een uitkering, maar mensen met een uitkering hebben eronder te lijden gehad. Alle inkomensgroepen zijn in de loop der jaren flink minder inkomstenbelasting gaan betalen. De herverdelende werking van de progressieve inkomstenbelasting wordt teniet gedaan door belastingen op consumptie en ziektekostenpremies, die in de loop der jaren steeds regressiever zijn geworden. Uit OESO-cijfers blijkt dat de herverdelende werking van de Nederlandse verzorgingsstaat is afgenomen, al wordt dit niet door alle bronnen bevestigd. Nederland scoort qua herverdeling gemiddeld in OESO-perspectief.

1 Inleiding

Nivelleren was het kernbegrip tijdens de kabinetsformatie afgelopen najaar. Verassend genoeg hebben we voorgaande kabinetten niet of nauwelijks over nivelleren gehoord. Hoewel regelmatig koopkrachtplaatjes werden gepresenteerd, leek inkomensongelijkheid nauwelijks een issue. Toch is het beleid van de overheid ook in die periode bepalend geweest voor de inkomensgelijkheid. Al naar gelang het beleid dat de overheid voert, versterkt of dempt zij immers de scheefheid van de inkomensverdeling die door de markt gerealiseerd wordt. Niet voor niets blijkt uit recent werk van Kenworthy (2011) dat groei van het nationaal inkomen de beste manier is om armoede te bestrijden *mits* deze groei ondersteund wordt door sociaal beleid. Als aan deze randvoorwaarde niet is voldaan, dan kan economische groei samengaan met toenemende armoede. Ter Weel (2012) toont aan dat de loonongelijkheid in de afgelopen decennia is toegenomen, terwijl OESO cijfers laten zien dat de ongelijkheid in het gestandaardiseerde besteedbare huishoudinkomens minder is veranderd (OESO 2011). Dat suggereert dat het Nederlandse sociaal beleid en inkomensbeleid de effecten van toenemende loonverschillen op huishoudinkomens heeft gedempt. Maar ook andere factoren zijn hiervoor mogelijk verantwoor-

delijk; maatschappelijke ontwikkelingen waarop de overheid weinig invloed heeft, zoals veranderingen in de gezinssamenstelling, toegenomen arbeidsparticipatie van vrouwen en veranderingen in de demografische opbouw van de Nederlandse bevolking (De Beer 2001; Caminada en Pommer 2004).

Dit artikel analyseert aan welke knoppen de overheid kan draaien als zij de inkomensverdeling wil beïnvloeden en op welke manier de Nederlandse overheid de afgelopen decennia de inkomensverdeling, al dan niet gericht, heeft beïnvloed. Veel mensen zullen in eerste instantie denken aan progressieve belastingen als herverdelingsinstrument, of aan uitkeringen als inkomensvangnet. Maar er zijn meer wegen die naar Rome leiden. Denk aan de discussie tijdens de kabinetsformatie om te nivelleren via de ziektekostenpremie.

Om aan te tonen op welke manier het overheidsbeleid de inkomensverdeling heeft beïnvloed gebruiken we onder andere gegevens van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) om te laten zien welke overheidsuitgaven en –inkomsten terecht komen bij of ten laste gaan van de hogere of juist de lagere inkomensgroepen. Er is sprake van nivellering als lagere inkomens meer ontvangen (of minder betalen) dan de hogere inkomens. We kijken naar het inkomensbeleid over de periode 1970 tot nu.

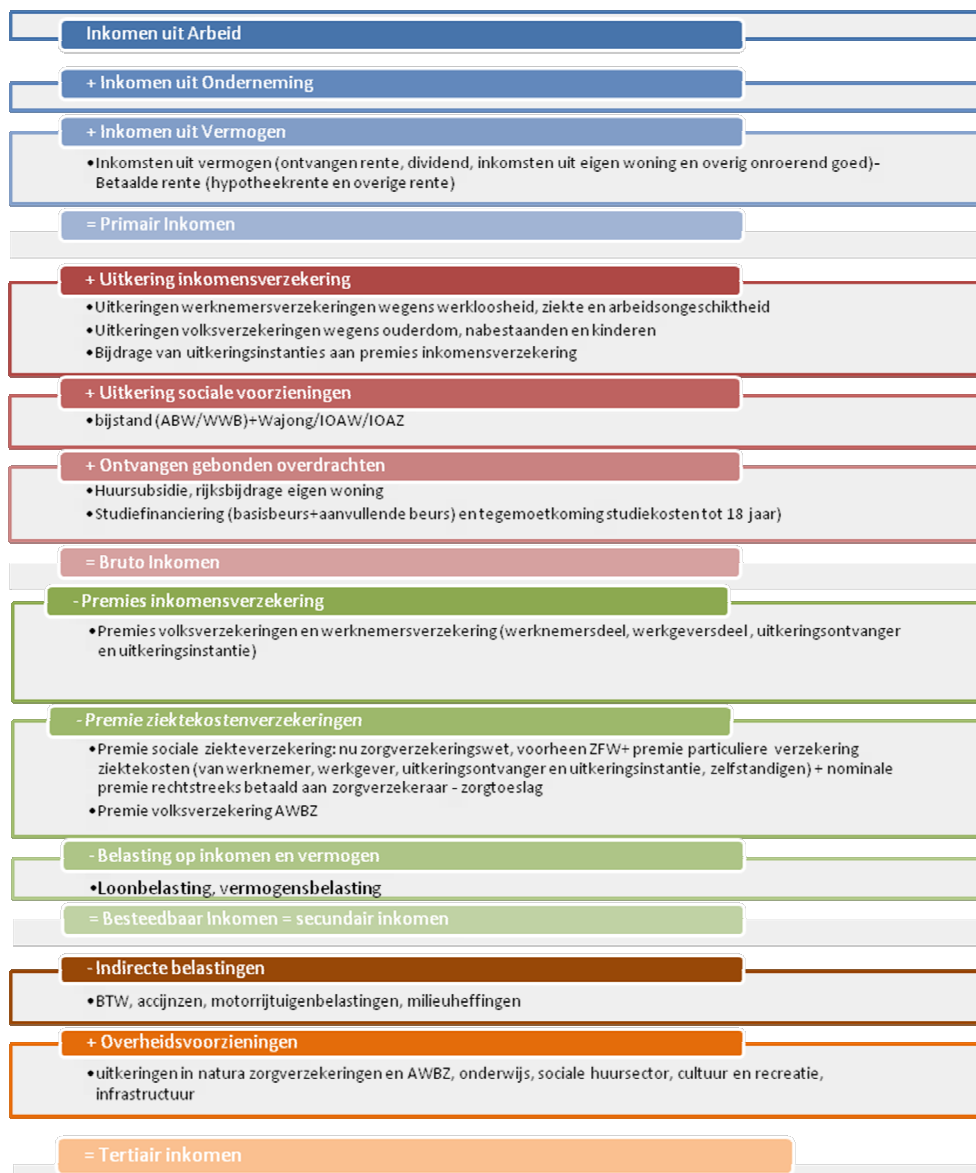
De opbouw van dit artikel is als volgt. Eerst laten we in Sectie 2 zien uit welke componenten huishoudinkomens zijn opgebouwd, en op welke elementen daarvan de overheid invloed kan uitoefenen. Vervolgens richten we ons in Sectie 3 op de overheidsinvloed op het primaire inkomen, oftewel het inkomen dat huishoudens op de markt verdienen. Sectie 4 bespreekt kort de nivellerende werking die uitgaat van de Nederlandse verzorgingsstaat. Secties 5 en 6 analyseren die nader door te laten zien hoe het verstrekken van uitkeringen en het innen van belastingen het secundaire inkomen bepalen. Sectie 7 brengt het effect van overheidsvoorzieningen en subsidies op het tertiaire inkomen in kaart. We sluiten af met een conclusie in Sectie 8.

2 Opbouw huishoudinkomen

De overheid kan de inkomensverdeling op drie niveaus beïnvloeden: het verdiende inkomen (de primaire sfeer), het vrij besteedbare inkomen (de secundaire sfeer) en het inkomen na gebruik van overheidsvoorzieningen (de tertiaire sfeer) (Caminada en Pommer 2004). Figuur 1 geeft een overzicht van de verschillende elementen die onderdeel uitmaken van het primaire, secundaire en tertiaire inkomen. Het primaire inkomen is het inkomen dat de leden van een huishouden verwerven op de markt: via het werken in loondienst of als zelfstandige en het inkomen dat ze halen uit hun vermogen. Om van het primaire inkomen te komen tot het secundaire (=netto besteedbaar) inkomen worden de inkomensoverdrachten (werknemers- en volksverzekeringen, sociale voorzieningen en gebonden overdrachten) erbij opgeteld en de betaalde belastingen en premies (werknemers-, volks- en ziektekostenverzekeringen) ervan afgetrokken. Het tertiaire inkomen ontstaat vervolgens door de over-

heidssubsidies die indirect bij de huishoudens terecht komt via het gebruik van overheidsvoorzieningen (denk aan openbaar vervoer, infrastructuur, culturele instellingen, het onderwijs en de zorg) bij het secundaire inkomen op te tellen. Hier toe behoren ook de in natura verstrekte bedragen in het kader van sociale regelingen, bijvoorbeeld de AWBZ. De betaalde btw, accijns en heffingen (indirecte belastingen) komen juist in mindering.

Figuur 1 Elementen van huishoudinkomens en de inkomensbegrippen



3 Overheidsinvloed op het primaire inkomen

Het primaire inkomen wordt door de leden van een huishouden verdiend op de arbeids- en vermogensmarkten en betreft het inkomen vóór belasting en uitkeringen. De overheid heeft een beperkte invloed op de verdeling van het primaire inkomen. Toch staat de overheid niet geheel met lege handen. In lijn met Caminada en Pommer (2004) maken we onderscheid tussen directe en indirecte invloed van de overheid op het verdiende inkomen.

Directe invloed. Directe invloed gaat uit van overheidsmaatregelen die rechtstreeks de hoogte van de lonen en andere primaire inkomens bepalen. De Wet op de Loonvorming geeft de overheid bevoegdheid om in te grijpen in de vrije loonvorming van werkgevers- en werknemersorganisaties bij een “acute noodsituatie van de nationale economie, veroorzaakt door een of meer schoksgewijs optredende factoren”.¹ Door middel van zo’n loonmaatregel kan de overheid de loon- en arbeidsvoorwaardenontwikkeling voor een beperkte periode aan banden leggen (voor meer hierover zie Van Hulst 1982; Nagelkerke en Van Voorde 1993). Verder bepaalt de overheid ook de hoogte van de ambtenarensalarissen en het wettelijke minimumloon.²

Sinds eind 1970 – de periode die we in dit artikel onder de loep nemen – en vooral in jaren 1980, heeft de overheid op veel van deze vlakken actief ingegrepen. Qua *loonbeleid* kunnen we de periode sinds de Tweede Wereldoorlog indelen in drie sterk van elkaar verschillende perioden: de geleide loonpolitiek van 1945-1970, het geregelde overheidsingrijpen van 1971-1982 en de vrije loonvorming van 1983-nu. De rol van de overheid is dus steeds minder dominant geworden. In de eerste periode bepaalde de overheid de stijging van de lonen. Getuige de vele loon-ingrepen van de overheid tussen 1970 en 1982 bleken de buitengewone omstandigheden waaronder de overheid volgens de loonwet in mocht grijpen (zie voetnoot 1) vaak aan de orde te zijn: in twaalf jaar tijd is acht keer ingegrepen. De invloed daarvan op de inkomensongelijkheid is niet direct duidelijk, omdat in principe alle cao-lonen met zo’n looningreep worden bevroren. Overigens kan volgens Nagelkerke en Van Voorde (1993) de stevige incidentele looncomponent in die jaren worden beschouwd als een uitweg voor de loonbeheersing, evenals de inhaalmanoeuvres na afloop van de loonmaatregelen. Onbekend is in hoeverre vooral de lonen aan de bovenkant incidenteel toenamen of ook de lonen aan de onderkant.

Het *wettelijk minimumloon* is in principe gekoppeld aan de ontwikkeling van de gemiddelde cao-loonstijging. In 1983 is deze koppeling losgelaten. In de jaren

¹ Dit is de formulering sinds 1987. In de oorspronkelijke wet uit 1970 was de formulering veel minder stringent met de bepaling dat de overheid mocht ingrijpen in de vrije loonvorming als “het belang van de nationale economie dat vereist”.

² Ook het werkgeversdeel van de sociale zekerheidspremies valt onder het primaire inkomen. Deze worden door de overheid bepaald. Economisch-theoretisch maakt dit echter geen verschil voor het inkomen, aangezien de werkgever indifferent is tussen het betalen van premies en bruto loon. Een daling van de werkgeverspremies zou zich direct doorvertalen in een hoger bruto loon en vice versa. Zo bezien heeft de overheid via de vaststelling van de premies geen invloed op het loon.

1984-1989 is het minimumloon bevroren, en ook in latere jaren is de minimumloonontwikkeling achtergebleven bij de groei van de mediane lonen (Salverda 2008). Dit impliceert een toename van de ongelijkheid aan de onderkant van de loonverdeling. Het gat tussen de laagste lonen en mediane lonen is hierdoor toegenomen (zie Ter Weel 2012).

In onderhandeling met de vakbonden bepaalt de overheid de *ambtenarensalarissen*. Fameus is het Kabinet Lubbers dat drie procent kortte op ambtenarensalarissen, een ingreep die overigens in het niet valt bij de kortingen op ambtenarensalarissen die Griekenland, Letland en Ierland in de huidige economische crisis doorvoerden. Sinds de korting van Lubbers is er een fors verschil ontstaan tussen de lonen in de publieke sector en de marktsector. De afgelopen jaren heeft de overheid zich ingespannen om de loonverschillen te verkleinen. Voor aanvang van de huidige crisis was de achterstand in lonen grotendeels ingelopen. Berkhout et al. (2010) concludeerden dat hoog opgeleide ambtenaren in de marktsector weliswaar meer kunnen verdienen, maar alleen als ze een andersoortige functie accepteren. Voor gelijksoortige hoogopgeleide functies betaalden markt en overheid in 2005 min of meer hetzelfde; voor laagopgeleiden was het salaris voor gelijksoortige functies zelfs hoger bij de overheid dan in de markt. Sinds de crisis zijn de ambtenarensalarissen echter op de nullijn gezet. Ook de cao-lonen in de marktsector stegen niet veel, maar gemiddeld toch nog meer dan de nullijn. De beloningsverschillen tussen markt en overheid zijn dus ongetwijfeld weer toegenomen. Aan de andere kant geldt nog altijd dat de lonen bij de overheid minder scheef verdeeld zijn dan de lonen in de marktsector. Als zodanig levert de overheid via de ambtenarensalarissen een drukkende werking op de inkomensongelijkheid.

Indirecte invloed. Via het overleg met de sociale partners en het algemeen verbindend verklaren van cao's heeft de overheid indirecte invloed op de primaire inkomens. De invloed hiervan op de loonongelijkheid is niet bekend. Ook heeft de overheid de afgelopen jaren een aantal richtlijnen geïntroduceerd om de stijging van de topinkomens aan banden te leggen, zoals de Balkenendenorm voor de salarissen van openbaar bestuurders en de code Tabaksblat – die op verzoek van de ministers van Financiën en Economische Zaken is opgesteld – voor de salarissen binnen vennootschappen. Nog indirecter is de invloed die de overheid heeft op de inkomensongelijkheid via het opleidingsniveau van de beroepsbevolking (Camina da en Pommer 2004). Hogere opleiding leidt tot een hoger inkomen. De invloed van een hoger scholingsniveau op de inkomensongelijkheid is niet eenduidig. Dat kunnen we verduidelijken met de volgende twee extremen. Als de Ausgangssituatie er een is waar de gehele bevolking laagopgeleid is, dan leidt extra scholing tot meer inkomensongelijkheid. Is de Ausgangssituatie er een met diverse opleidingsniveaus en leidt het beleid tot een uniforme populatie hoogopgeleiden, dan leidt extra scholing tot minder inkomensongelijkheid.

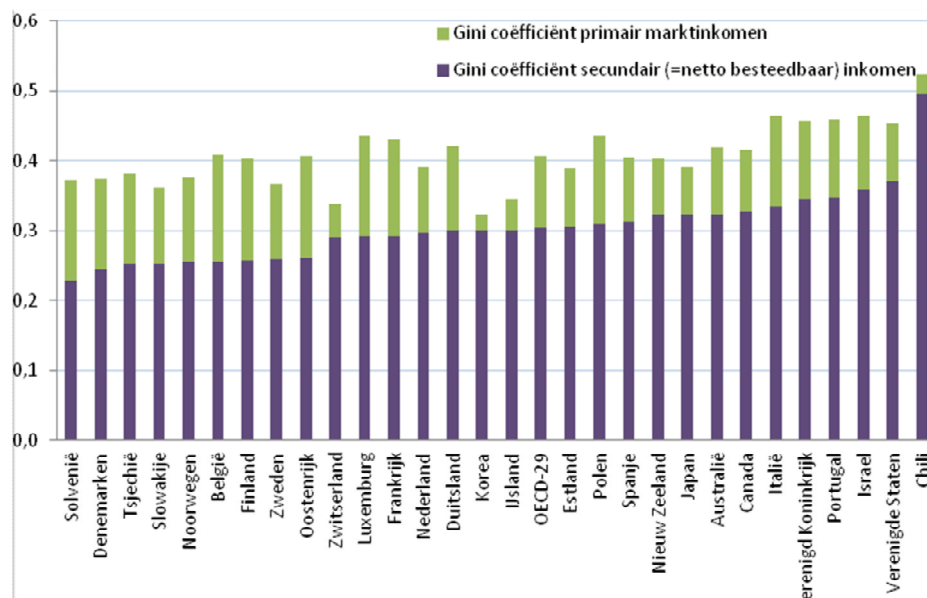
De overheid beïnvloedt voorts de omvang van de groepen (niet-)werkenden (De Beer 2001). Bijvoorbeeld door het bepalen van de pensioengerechtigde leeftijd (die de komende jaren wordt verhoogd), de leerplichtige leeftijd (die de afgelopen

jaren steeds verder is opgerekt) en de werkgelegenheid in de publieke sector. Maar ook via de inrichting van het sociale zekerheidsstelsel, die invloed heeft op het aantal uitkeringsgerechtigden, en via het stimuleren (of juist afremmen) van zelfstandig ondernemerschap. Gradus en Hendrix (1999) spreken in dit opzicht van hoeveelheidseffecten, ter onderscheid van prijseffecten in lonen, uitkeringshoogte, belastingen en premies. Indirecte invloed op de primaire inkomensverdeling via het socialezekerheids- en belastingstelsel loopt via gedragsreacties. Zo zal een werkloze die verzekerd is van een royale uitkering minder snel een (laag)betaalde baan aanvaarden, waardoor het aantal nulinkomens in de primaire inkomensverdeling groter wordt.

4 Herverdelende werking van de Nederlandse verzorgingsstaat

De Nederlandse verzorgingsstaat is in internationaal opzicht niet de meest herverdelende, noch de minst herverdelende in de OESO (zie Figuur 2).

Figuur 2 In alle OESO-landen is de Gini-coëfficiënt³ van het primaire marktinkomen hoger dan de Gini-coëfficiënt van het secundaire inkomen; Nederland zit rond het gemiddelde (jaar 2007)



Bron: OESO (2011), geëquivaliseerde huishoudinkomens, eigen bewerking.

³ De GINI-coëfficiënt is 0 bij volledige gelijkheid (=alle huishoudens hebben evenveel inkomen) en de waarde 1 bij maximale ongelijkheid (=alle inkomen in één huishouden geconcentreerd).

De ongelijkheid van het secundaire (=netto besteedbaar) inkomen ligt in Nederland zo'n 30% lager dan de ongelijkheid van het primaire inkomen (Immervoll en Richardson 2011; Jesuit en Mahler 2010; Caminada et al. 2012; OESO 2011; zie Figuur 2). Oftewel: het stelsel van uitkeringen en belastingen verlaagt de inkomensongelijkheid, gemeten aan de afname van de GINI-coëfficiënt, met ongeveer 30%.⁴ Zowel het niveau van de primaire inkomensongelijkheid als het niveau van de secundaire inkomensongelijkheid liggen rond het OESO-gemiddelde en het herverdelende effect van de verzorgingsstaat dus ook.

Volgens OESO-gegevens is de herverdelende werking sinds begin 1980 afgenomen, met name voor huishoudens in de leeftijd 18-64 (zie Tabel 1). Deze conclusie wordt niet algemeen gedeeld. Caminada et al. (2012) komen tot een ander beeld (zie Tabel 1). OESO en Caminada et al. gebruiken verschillende databestanden om te komen tot hun cijfers. De OESO krijgt de kant-en-klare Gini-coëfficiënten aangeleverd door contactpersonen in de landen. In Nederland is dit het CBS. Caminada c.s. gebruiken data uit de *Luxembourg Income Study* (LIS) om de Gini-coëfficiënten te berekenen. De LIS-data bevatten inkomensgegevens op huishoudniveau. De bronnen waar LIS zijn gegevens uit haalt, zijn in de loop der tijd veranderd. Hoewel Nolan en Marx (2009) en Smeeding (2008) concluderen dat de LIS-data het meest geschikt zijn om inkomensongelijkheid en de herverdelende werking van de verzorgingsstaat internationaal te vergelijken, is het wellicht niet de beste bron voor een individueel land. Voor Nederland zijn de gegevens in LIS voor de jaren 1983, 1987 en 1990 afkomstig uit de AVO-data (Aanvullend Voorzieningen Onderzoek), voor de jaren 1993 en 1997 uit het SEP (Sociaal Economisch Panel) en voor 2004 uit EU-SILC. Dit zijn allemaal enquêtes, die qua betrouwbaarheid van de inkomensgegevens niet kunnen tippen aan de administratieve bestanden van de belastingdienst die het CBS gebruikt. Vooral over de kwaliteit van EU-SILC bestaan twijfels over de representativiteit en de kwaliteit van de inkomensgegevens (zie o.a. De Graaf-Zijl en Nolan 2011). Terwijl juist het cijfer voor 2004 bepalend is voor de conclusie van Caminada et al. (2012) dat de herverdelende werking is toegenomen en niet afgenomen.

De inkomensongelijkheid in de werkende leeftijdsklasse is kleiner dan de inkomensongelijkheid onder 65-plussers. In alle groepen is in de OESO-cijfers de afname van de herverdelende werking van belastingen en uitkeringen sinds midden jaren 1980 evident, met uitzondering van de cijfers van Caminada et al. (2012).⁵

⁴ In de literatuur waar de invloed van de sociale uitkeringen en belasting- en premieheffing wordt bepaald, wordt over het algemeen geabstraheerd van de terugkoppelingseffecten (de eerder genoemde gedragseffecten) van de verzorgingsstaat op de primaire inkomensverdeling. In plaats daarvan wordt de ongelijkheid van de feitelijk bestaande primaire verdeling als een gegeven aangenomen en vervolgens wordt onderzocht in welke mate de sociale zekerheid en belastingheffing deze ongelijkheid verminderen. Veelal gebeurt dit via de methode die *budget incidence analyse* wordt genoemd. Daarbij worden ongelijkheidsmaatstaven (meestal Gini-coëfficiënten) gepresenteerd voor en na uitkeringen en belastingen. Zie Tabel 1.

⁵ De OESO-cijfers voor de werkende leeftijdsklasse en 65+ zijn net als die van Caminada et al. (2012) gebaseerd op LIS-data.

Tabel 1 Herverdelende werking van de Nederlandse verzorgingsstaat van midden 1970 tot eind 2000

	Mid 1970	Mid 1980	Rond 1990	Mid 1990	Rond 2000	Mid 2000	Eind 2000
<i>Alle huishoudens (OESO 2011)</i>							
Gini coëfficiënt voor belastingen en uitkeringen	0.426	0.473	0.474	0.484	0.424	0.426	0.426
Gini coëfficiënt na belastingen en uitkeringen	0.263	0.272	0.292	0.297	0.292	0.284	0.294
Herverdelend effect van belastingen en uitkeringen	0.163	0.201	0.182	0.187	0.132	0.142	0.132
<i>Alle huishoudens (Caminada et al. 2012)</i>							
Gini coëfficiënt voor belastingen en uitkeringen		0.435	0.405	0.420	0.373	0.459	
Gini coëfficiënt na belastingen en uitkeringen		0.260	0.226	0.257	0.231	0.264	
Herverdelend effect van belastingen en uitkeringen		0.175	0.139	0.163	0.142	0.195	
<i>Huishoudens in werkende leeftijdsklasse (18-65 OESO 2011, Immervoll en Richardson 2011)</i>							
Gini coëfficiënt voor belastingen en uitkeringen	0.386	0.438	0.433	0.443	0.389	0.394	0.391
Gini coëfficiënt na belastingen en uitkeringen	0.262	0.273	0.290	0.298	0.293	0.285	0.297
Herverdelend effect van belastingen en uitkeringen	0.124	0.165	0.143	0.145	0.096	0.109	0.094
<i>Huishoudens 65+ (OESO 2011)</i>							
Gini coëfficiënt voor belastingen en uitkeringen	0.683	0.673	0.661	0.635	0.600	0.571	0.572
Gini coëfficiënt na belastingen en uitkeringen	0.270	0.265	0.289	0.274	0.263	0.255	0.253
Herverdelend effect van belastingen en uitkeringen	0.413	0.408	0.372	0.361	0.337	0.316	0.319

Bron: OESO database, Caminada et al. (2012), beide bronnen zien aanvullende pensioenen als primair inkomen.

Al met al is onduidelijk in hoeverre de herverdelende werking daadwerkelijk is afgenomen. Wel is men het er min of meer over eens dat ongeveer driekwart van de herverdelende werking komt van de uitkeringen en een kwart van de belastingheffing (Jesuit en Mahler 2010; Caminada et al. 2012).

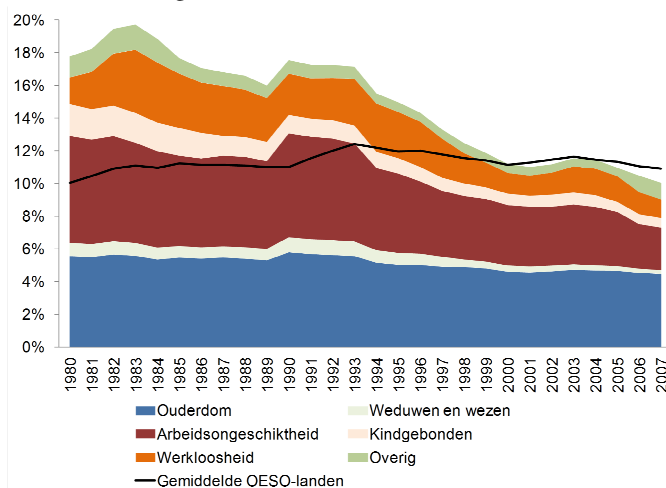
De volgende twee paragrafen gaan nader in op de invloed van uitkeringen en belastingen. Hoewel er auteurs zijn die de nivellerende werking van sociale regelingen laten zien door de verstrekke uitkeringen geïntegreerd te bespreken met de betaalde premies (bijvoorbeeld Caminada en Goudswaard 2001), kiezen wij ervoor

de financieringskant los te zien van de verstrekte uitkeringen. Een kenmerk van verzorgingsstaat is immers dat inkomsten en uitgaven niet in directe relatie tot elkaar staan. De betaalde premies in een jaar zijn niet gelijk aan de verstrekte uitkeringen. Bovendien worden bepaalde sociale regelingen (geheel of gedeeltelijk) gefinancierd uit de belastingen. De belastingen hebben hun eigen nivellerende werking, die afzonderlijke aandacht verdient (zie bijvoorbeeld Trimp en De Kam 2011) en die wij daarom samen met de sociale premies bespreken in Sectie 6. Ook blijven in de artikelen waarin uitkeringen en premies geïntegreerd worden besproken, vaak regelingen waarvan de uitkering in natura plaatsvindt buiten beschouwing (AWBZ, zorgverzekering). Deze regelingen blijven dan ook aan de premiekant buiten beeld, terwijl die premies door het CBS wel worden afgetrokken in de stap van bruto naar besteedbaar (=secundair) inkomen.

5 Overheidsinvloed op het secundaire inkomen via sociale uitkeringen

Met het doel inkomenszekerheid te verschaffen aan de inwoners van Nederland verstrekt de overheid sociale uitkeringen: werknemers- en volksverzekeringen (samen sociale verzekeringen genoemd) en sociale voorzieningen. Hierbij geldt enerzijds een solidariteitsmotief, dat voorop staat bij de sociale verzekeringen en voorzieningen, terwijl anderzijds de werknemersverzekeringen gebaseerd zijn op de equivalentiegedachte ofwel de verzekeringsgedachte (Caminada en Goudswaard 2007). Om kosten te besparen, maar ook om de activerende werking van de verzorgingsstaat te vergroten, zijn deze uitkeringen in de afgelopen decennia in reële termen versoberd. Ze liggen niet langer boven het OESO-gemiddelde (zie Figuur 3).⁶ Dit is vooral het gevolg van de gedaalde uitgaven aan arbeidsongeschiktheid.

⁶ Met het doel inzicht te geven in de kosten van de welvaartsstaat houdt de OESO een SOCX-database bij met *public social expenditures*. Daarbij maken ze onderscheid naar *cash social expenditures* (de sociale verzekeringen en voorzieningen die we in deze sectie bespreken) en de *in-kind social expenditures* (die we in Sectie 6 bespreken).

Figuur 3 Aandeel uitkeringen van BNP gedaald, vooral a.g.v. gedaalde arbeidsongeschiktheidsuitgaven

Bron: OESO SOCX database.

Hoewel alle regelingen die we hier bespreken interpersoonlijke herverdeling van inkomens met zich meebrengen, is dat niet per se van rijk naar arm. Vaak krijgen de lagere inkomens meer dan de hogere inkomensgroepen, soms andersom (het Mattheüs-effect). De kinderbijslag wordt wel genoemd als voorbeeld van het Mattheüs-effect, omdat hogere inkomensgroepen vaak meer kinderen hebben dan de lagere inkomensgroepen. Toch blijkt uit Tabel 2 dat alle afzonderlijke regelingen een verlaging van de Gini-coëfficiënt tweebrengen. De hogere inkomens krijgen soms wel meer in euro's, maar als percentage van hun inkomen is dit minder dan bij de lagere inkomens. Een regeling kan dus nivellerend uitwerken terwijl de hogere inkomens meer krijgen dan de lagere.

Sociale voorzieningen. Sociale voorzieningen bieden een vangnet voor mensen die geen of te weinig eigen inkomen (kunnen) verdienen en niet (meer) in aanmerking komen voor de werknemersverzekeringen. Ze leggen een bodem in de inkomensverdeling en zijn dus bij uitstek bedoeld om inkomens te nivelleren. De sociale voorzieningen bestaan in Nederland uit de bijstand, de inkomensvoorzieningen voor oudere werklozen en zelfstandig ondernemers (IOAW, IOW, IOAZ), de Wajong en de Toeslagenwet.

De sociale voorzieningen werken nivellerend. Ze zijn verantwoordelijk voor 10-15 procent van de totale herverdeling door de verzorgingsstaat (Tabel 2). Om recht te hebben op een uitkering vanuit een van de sociale voorzieningen geldt een partner- en vermogenstoets.⁷ Daardoor komen de sociale voorzieningen alleen te-

⁷ De partner- en vermogenstoets gelden voor de bijstand, IOAW, IOAZ en Toeslagenwet - samen verreweg de grootste posten binnen de sociale voorzieningen. Ook in andere landen zijn deze uitkeringen *means tested*.

recht bij huishoudens zonder of met heel weinig primair inkomen. Alle OESO landen kennen een vergelijkbaar stelsel van ‘*means tested*’ sociale voorzieningen.

Tabel 2 Hervreiding door uitkeringen (verlaging van de Gini-coëfficiënt)^a

	1983	1987	1991	1994	1999	2004*
Sociale voorzieningen						
Bijstand, IOAW, IOAZ, IOW, Wa-jong, Toeslagenwet	0.022 (13%)	0.028 (15%)	0.018 (12%)	0.018 (11%)	0.010 (7%)	0.020 (10%)
Volksverzekeringen						
Ouderdoms- (OAW) en nabestaandenpensioen (ANW)	0.049 (28%)	0.046 (25%)	0.051 (34%)	0.049 (31%)	0.051 (38%)	0.098 (48%)
Uitkeringen i.v.m. kinderen (kin-derbijslag en kindgebonden budget)	0.013 (8%)	0.011 (6%)	0.010 (7%)	0.011 (7%)	0.008 (6%)	0.006 (3%)
Overige	0.005 (3%)	0.006 (3%)	0.000 (0%)	0.000 (0%)	0.000 (0%)	0.003 (1%)
Werknemersverzekering						
WW	0.021 (12%)	0.013 (7%)	0.010 (7%)	0.009 (6%)	0.004 (3%)	0.010 (5%)
Ziektewet	□	□	0.003 (2%)	0.002 (1%)	0.001 (1%)	0.002 (1%)
Arbeidsongeschiktheid	0.032 (18%)	0.034 (18%)	0.028 (19%)	0.032 (20%)	0.022 (16%)	0.018 (9%)
<i>Near cash benefits</i> (vooral huur-subsidie en studiebeurs)	□	0.009 (5%)	0.009 (6%)	0.006 (4%)	0.004 (3%)	0.006 (3%)
Totaal	0.143 (82%)	0.147 (79%)	0.129 (87%)	0.127 (80%)	0.100 (75%)	0.163 (80%)

^aTussen haakjes het percentage van de totale hervreiding dat afkomstig is van een bepaalde uitkering. Niet weergegeven is het percentage hervreiding a.g.v. inkomstenbelasting en sociale premies: dat is het resterende percentage

Bron: Gebaseerd op Caminada et al. (2012); * Cijfers 2004 gebaseerd op EU-SILC, dus minder betrouwbaar.

De hervreidelende werking van de sociale voorzieningen staat onder druk. Doordat het niveau van de sociale voorzieningen gekoppeld is aan het minimumloon, zou de hervreidelende werking min of meer constant moeten blijven. Maar in tijden van laagconjunctuur besloot de overheid vaak tot ontkoppeling, bevrozing of zelfs verlaging van de uitkeringen. En in tijden van hoogconjunctuur beperkte de overheid de toegang tot de uitkeringen, met het doel werk te stimuleren. Dit zien we terug in

Tabel 2, waaruit blijkt dat de sociale voorzieningen in de loop der jaren steeds minder herverdelend werkten.⁸

De bezuinigingen in de jaren tachtig hebben denivellering teweeggebracht. De minimumloonontwikkeling, waar de uitkeringsniveaus aan gekoppeld zijn, is in die jaren achtergebleven bij de loonontwikkeling. Bovendien zijn in 1984 zowel de sociale voorzieningen als alle andere sociale uitkeringen met drie procent verlaagd en gedurende de rest van de jaren tachtig niet meer aangepast aan de loonstijging ('bevriezing'). De bijstandsuitkeringen en andere sociale uitkeringen zijn daardoor ook in reële termen achtergebleven. Gradus en Hendrix (1999) concluderen dat de ont koppeling van lonen en uitkeringen in de jaren tachtig en in de eerste helft van de jaren negentig een belangrijke oorzaak is geweest van toegenomen inkomensongelijkheid. Omdat de ont koppeling in die jaren op ad-hoc basis plaatsvond, is in 1992 de Wet Koppeling met Afwijkingsmogelijkheden ingesteld. Deze wet bepaalt dat wordt gekoppeld tenzij sprake is van een bovenmatige loonontwikkeling of bovenmatige stijging van het uitkeringsvolume. Het kabinet Lubbers-Kok maakte begin jaren negentig meerdere malen gebruik van de wet om de uitkeringen minder te laten stijgen dan de koppeling voorschreef. Ook in de huidige crisis is wel over ont koppeling gesproken (Groot, 2009), maar ze is tot op heden uitgebleven.

Volksverzekeringen. In tegenstelling tot de sociale voorzieningen zijn volksverzekeringen niet per se gericht op het bestrijden van armoede, maar op het compenseren van de inkomensgevolgen van sociale risico's.⁹ Het solidariteitsmotief houdt bij deze verzekeringen in dat inkomens van mensen die niet door de sociale risico's zijn geraakt, wordt herverdeeld naar mensen die wel te maken krijgen met die sociale risico's. Zo worden inkomensschokken opgevangen van personen die te maken krijgen met ouderdom, overlijden van de partner, gezondheidsproblemen of het krijgen van kinderen.

De volksverzekeringen kennen geen vermogens- of partnerinkomenstoets, dus ook huishoudens met een hoog inkomen komen in aanmerking voor uitkeringen uit de volksverzekeringen. De uitkeringen zijn voor iedereen gelijk (soms gedifferenti-

⁸ Het jaar 2004 is de uitzondering, maar zoals eerder betoogd zijn die cijfers gebaseerd op EU-SILC en daardoor onbetrouwbaar.

⁹ In Nederland betreft het de Algemene Ouderdomswet (AOW), de Algemene Wet Bijzondere Ziektekosten (AWBZ), de Algemene Nabestaandenwet (Anw) en de Algemene Kinderbijslagwet (AKW). Sommigen rekenen ook de Zorgverzekeringswet (Zvw) tot de volksverzekeringen, omdat die qua bereik van de verzekeringsplicht voor alle ingezetenen van Nederland geldt. In dit artikel behandelen we de premie van de Zorgverzekeringswet apart van de volksverzekeringen. Er is geen sprake van uitkeringen, maar van verstrekking van zorg in natura en daarom behandelen we deze post in Sectie 7. Ditzelfde geldt voor de AWBZ, die officieel een volksverzekering is, maar uitkering in natura kent (bijvoorbeeld overheidsbijdragen aan verpleeg- en verzorgingstehuizen). Om die reden vallen ze gek genoeg niet onder het secundair inkomen, maar onder het tertiair inkomen, terwijl de betaalde premies in de statistieken wel worden afgetrokken van het bruto inkomen om te komen tot het secundair inkomen. De AKW wordt tegenwoordig niet meer altijd gerekend tot de volksverzekeringen, maar tot de sociale voorzieningen, omdat ze sinds 1990 niet meer uit premies, maar uit belastingen wordt gefinancierd. Wij kiezen ervoor om hem toch in te delen bij de volksverzekeringen, omdat het hier bij uitstek gaat om een verzekering tegen een sociaal risico (het hebben van kinderen).

eerd naar leefvorm), dus rijken ontvangen evenveel als armen op het moment dat ze te maken krijgen met hetzelfde sociale risico. In internationaal perspectief is de beschikbaarheid van dergelijke universele uitkeringen niet vanzelfsprekend. Middelen testen (*means testing*) zijn in veel landen gebruikelijk, niet alleen voor sociale voorzieningen, maar ook voor wat wij in Nederland volksverzekeringen noemen.

Omdat ouderen in het algemeen weinig ander inkomen hebben, is de AOW ondanks het universele karakter verantwoordelijk voor het grootste deel van de nivellering door sociale zekerheid (zie Tabel 2). Caminada en Goudswaard (2001) lieten jaren geleden al zien dat de AOW, samen met bijstand, het belangrijkste herverdelende instrument van de sociale zekerheid is, ondanks de gevolgen van de eerder genoemde ontkoppelingen, bevriezingen en daling van de uitkeringsniveaus in tijden van economische tegenwind.

De nabestaandenuitkering is de afgelopen decennia minder universeel gemaakt. De AWW is in 1996 vervangen door de ANW, waarbij de kring van verzekerden werd beperkt en de hoogte van de uitkering voor de nabestaande partner afhankelijk werd van de hoogte van het arbeidsinkomen. Sindsdien is het nabestaandepensioen meer gericht op de lagere inkomensdecielen.

De kinderbijslag is universeel, dus de mate waarin ze neerslaat in de verschillende decielen is afhankelijk van het kinderaantal in de decielen. Het aantal kinderen is groter in de hogere decielen, dus hogere inkomens ontvangen meer kinderbijslag. Als percentage van het inkomen is de kinderbijslag voor hen echter kleiner. In 2009 verving het kindgebonden budget de fiscale kinderkorting. Eigenlijk is het kindgebonden budget niet veel anders dan de kinderbijslag (Goudswaard 2009), behalve dat de uitkeringen inkomensafhankelijk zijn. Dit heeft het nivellerende karakter versterkt. Goudswaard (2009) acht het denkbaar dat er - in het kader van de noodzakelijk geachte forse bezuinigingen op collectieve uitgaven - voorstellen komen om de kinderbijslag inkomensafhankelijk te maken. De kinderopvangtoeslag wordt ook steeds inkomensafhankelijker.¹⁰

De universaliteit was altijd een belangrijk kenmerk van de volksverzekeringen. Ze gelden voor iedereen en iedereen krijgt hetzelfde. Dat maakt ze transparant en eenvoudig. Maar er is een tendens in de richting van een minder universeel karakter. De nabestaandenregeling is inkomensafhankelijk geworden; er wordt gediscussieerd over een AOW-uitkering afhankelijk van het arbeidsverleden; de kinderbijslag is aangevuld met een inkomensafhankelijk kindgebonden budget; het kabinet verhoogt vanaf 2013 de eigen bijdrage voor de AWBZ voor mensen met eigen vermogen. Al deze veranderingen maken dat de volksverzekeringen steeds minder universeel worden. Als ze inkomensafhankelijk worden, gaan ze lijken op de sociale voorzieningen. Dan worden ze nivellerender. Als ze afhankelijk worden van het arbeidsverleden, gaan ze lijken op de werknemersverzekeringen en worden ze

¹⁰ Tot enige tijd gelden was de kinderopvang een typisch voorbeeld van een uitkering in natura. Het geld ging naar de kinderopvanginstellingen zelf. Tegenwoordig krijgen de ouders de toeslag, afhankelijk van het gebruik van de opvang en hun inkomen. Doel was om de ouders kostenbewuster te maken en zo marktwerking in de kinderopvang te introduceren.

minder nivellerend. Het onderscheidende karakter van de volksverzekeringen brokkelt af.

Werknemersverzekeringen. Werknemersverzekering zijn primair bedoeld om inkomensschokken op te vangen van werkenden die door ziekte of ontslag te maken krijgen met een inkomensachteruitgang. Afhankelijk van het arbeidsverleden krijgen ze voor een bepaalde termijn een percentage van hun laatstverdiende inkomen (tot een bepaald maximum). Veelverdieners ontvangen dus een hoger bedrag dan mensen met lage lonen. De nivellerende werking wordt daardoor beperkt. In sommige andere landen, vooral Angelsaksische, is het niveau niet afhankelijk van het laatstverdiende inkomen en daar is de werknemersverzekering dus nivellerender. In Nederland komt het nivellerende karakter veeleer voort uit het feit dat deze risico's, vooral werkloosheid, eerder mensen aan de onderkant treffen.

Ingrepen in de werknemersverzekeringen worden net als de sociale voorzieningen en volksverzekeringen gekenmerkt door bezuinigingen op uitkeringsniveaus in periodes van laagconjunctuur, in combinatie met structurele hervormingen gericht op stimulering van terugkeer naar werk en aanscherping van toetredingscondities. In de crisis van de jaren tachtig werden WW en WAO-uitkeringen verlaagd van 80 naar 70 procent van het laatstverdiende inkomen. Dit was vooral een bezuinigingsoperatie, die ook de *replacement rate* verlaagde en daarmee de financiële prikkels om werk te aanvaarden vergrootte. Later is de uitkeringsduur van de WW verkort, toen in 2003 de vervolguitering verdween. Eind jaren 1990 werd werk gemaakt van activerend arbeidsmarktbeleid, waarmee werklozen gedwongen werden aan een sollicitatieplicht te voldoen en re-integratietrajecten te volgen. Ook mogen WW-ers tegenwoordig niet langer alleen passende arbeid zoeken, aansluitend bij hun opleiding, werkervaring en loonniveau, maar moeten ze na een half jaar werkloos te zijn geweest alle banen accepteren. Dit heeft geleid tot gedragseffecten, die vooral in het perspectief van de levensloop interessant zijn. Lever en Waaijers schrijven elders in dit themanummer meer over inkomensongelijkheid over de levensloop.

De arbeidsongeschiktheidsuitkeringen gingen begin 2000 op de schop, met als doel de koppositie van Nederland qua aantal arbeidsongeschikten, de zogenaamde *Dutch disease*, de kop in te drukken.¹¹ De WIA verving de WAO en verhoogde het uitkeringspercentage voor volledig duurzaam arbeidsongeschikten, terwijl voor gedeeltelijk en tijdelijk arbeidsongeschikten het uitkeringspercentage werd verlaagd en de eisen voor het zoeken van werk werden aangescherpt. Zoals Figuur 2 al eerder liet zien, zijn de uitgaven aan arbeidsongeschiktheid inderdaad flink gereduceerd.

Ook in de Ziektewet werd ingegrepen, met als doel het ziektepercentage en de kosten van de overheid die daarmee samengingen te reduceren. Werkgevers kregen een steeds grotere financiële verantwoordelijkheid hierin, eerst met de WTZ in

¹¹ Op het dieptepunt was 10 procent van de potentiële beroepsbevolking arbeidsongeschikt. Overigens staat voor de meeste economen de term *Dutch disease* voor de reële appreciatie die volgde na de vondst van aardgas en de stijging van de energieprijzen in de jaren 1970.

1994, daarna de Wulbz in 1996 en de VLZ in 2004. Inmiddels zijn werkgevers verplicht gedurende de eerste twee jaar van ziekte loon door te betalen. Ze moeten zich vanwege de wet Poortwachter inspannen de werknemer terug naar werk te begeleiden. Alleen als de inspanning voldoende is geweest, komt de werknemer daarna in aanmerking voor een WIA-uitkering. Zo niet, dan moet de werkgever een langere periode loon doorbetalen. Het systeem is op deze manier activerend gemaakt, terwijl de kosten van ziekte niet meer op de rijksbegroting drukken en de solidariteit niet is verminderd. De Ziektewet zelf bestaat alleen nog als vangnet voor zwangerschapsuitkeringen en voor mensen die ziek zijn maar geen werkgever (meer) hebben, zoals uitzendkrachten, oproepkrachten, thuiswerkers of stagiairs. Het bedrag dat omgaat in de Ziektewet is door al deze aanpassingen flink gereduceerd. Bovendien zijn de uitkeringen meer gericht op de lagere inkomensgroepen.

Het CBS rekent aanvullende pensioenen ook tot de sociale verzekeringen. Anderen (OESO, en studies op basis van LIS) rekenen het tot het primaire inkomen. Het is immers uitgesteld arbeidsinkomen. Bonenkamp en Ter Rele geven elders in dit themanummer een overzicht van de herverdelende werking van het eerste- en tweede-pijlerpensioen.

Overige inkomensoverdrachten. Inkomensoverdrachten met betrekking tot wonen en het volgen van onderwijs vallen niet onder de sociale voorzieningen of verzekeringen, maar spelen voor bepaalde groepen aan de onderkant van de inkomensverdeling een belangrijke rol in de inkomensvoorziening. De studiebeurs is voor veel studenten de belangrijkste inkomstenbron. Vooral de aanvullende beurs, afhankelijk van het inkomen van de ouders, is als herverdelend instrument gericht op het doorbreken van intergenerationele afhankelijkheid. Doordat studenten tegenwoordig meer mogen bijverdienen en dus niet meer per definitie aan de onderkant van de inkomensverdeling zitten, is het herverdelende karakter afgenomen. Overigens is het bestaan van de studiefinanciering een van de redenen waarom studenten zelfstandige huishoudens vormen. Iets wat in veel andere landen, vooral in Zuid-Europa, niet zo vanzelfsprekend is. Op die manier heeft de studiefinanciering ook invloed op de gemeten inkomensongelijkheid op huishoudniveau.

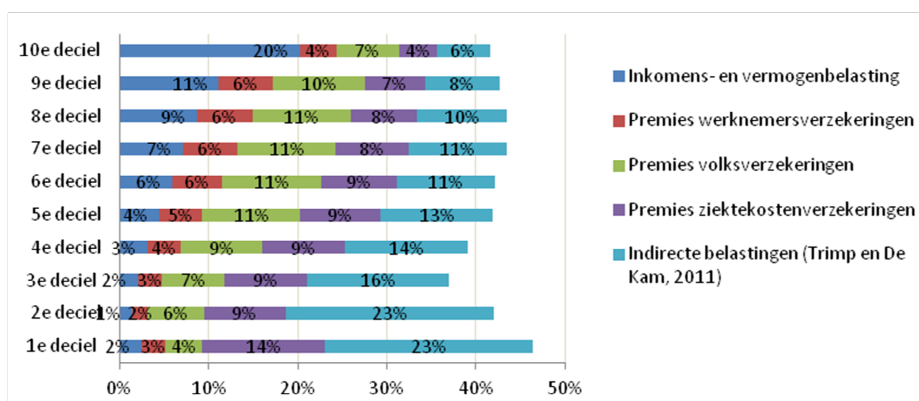
De huursubsidie is een belangrijk nivellerend element van het Nederlandse sociale beleid. Gradus en Hendrix (1999) constateerden reeds voor de periode 1995-1998 dat verhoging van de huursubsidie een aanzienlijke nivellerende invloed had. Dit wordt gecombineerd met een uitgebreide sociale huursector, die vanwege scheefwonen minder nivellerend uitpakt dan de huursubsidie. De sociale huursector vormt een voorziening in natura, die onder de tertiaire inkomensverdeling valt.

6 Overheidsinvloed op het secundaire inkomen via belastingen en premies

Progressieve belastingen zijn een belangrijk herverdelend instrument, in Nederland en daarbuiten. De herverdelende werking van de progressieve inkomstenbelasting

wordt echter ondergraven door aftrekposten in de inkomensbelasting zelf en niet-progressieve of zelfs regressieve sociale zekerheidsbijdragen, ziektekostenpremies en btw (Figuur 4). In deze sectie worden deze onder de loep genomen.

Figuur 4 Progressieve inkomstenbelasting tenietgedaan door regressieve ziektekostenpremies en btw (percentage van bruto inkomen; jaar 2010)



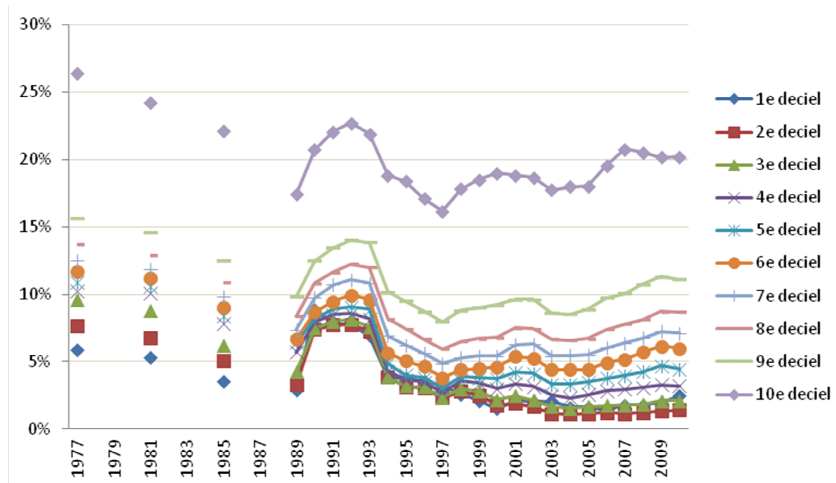
Bron: CBS, eigen berekeningen. Indirecte belastingen afkomstig uit Trimp en De Kam (2011).

Inkomstenbelasting. De inkomstenbelasting heeft in de afgelopen decennia twee belangrijke hervormingen gekend. In 1990 de Oort-hervormingen en in 2001 de Zalm/Vermeend-hervorming. Vooral de Oort-hervorming heeft een denivellerende invloed gehad. Het was in de periode 1986-1990 samen met de ontkoppeling van lonen en uitkeringen de belangrijkste oorzaak van de groeiende inkomensongelijkheid (Gradus en Hendrix 1999). Leidend idee achter beide belastinghervormingen was het versimpelen van de belastingstructuur en het stimuleren van werk. De belastingtarieven werden verlaagd, en als gevolg daarvan zijn alle inkomensgroepen minder belasting gaan betalen (Figuur 5). Er is flink gesneden in het aantal tariefschrijven. Het hoogste marginaal tarief daalde in totaal van 72 naar 52 procent. De belastingvrije voet werd omgezet in een stelsel van belastingkortingen, waaronder de arbeidskorting en de combinatiekorting voor werkende ouders. Dit heeft vooral geleid tot gedragsreacties die mensen uit de uitkeringen naar werk heeft gestuwd. Om te grote denivellerende effecten van de Oort-herziening te repareren – zichtbaar in Figuur 5 als de grote toename van belastingen voor de onderste decielen – is begin jaren negentig de belastingvrije som verhoogd en zijn de belastingschijven niet gecorrigeerd voor de inflatie. Eind jaren negentig is de bejaardenaftrek ingevoerd en het inactievenforfait verhoogd. Ook dat had nivellerende effecten, maar stimuleerde de arbeidsparticipatie niet.

De Commissie herziening inkomstenbelasting en toeslagen (2012) adviseert een nieuwe herziening van het belastingstelsel, wederom gericht op versterking van de activerende werking. De naam van het interim-rapport van de commissie is ty-

perend: “Naar een activerender belastingstelsel”. Zo adviseert zij een herziening van de tariefstructuur naar twee schijven: een van 37% en een van 49%.

Figuur 5 De betaalde inkomstenbelasting is als percentage van het bruto inkomen voor alle inkomensgroepen lager geworden



Bron: gegevens CBS, eigen berekeningen.

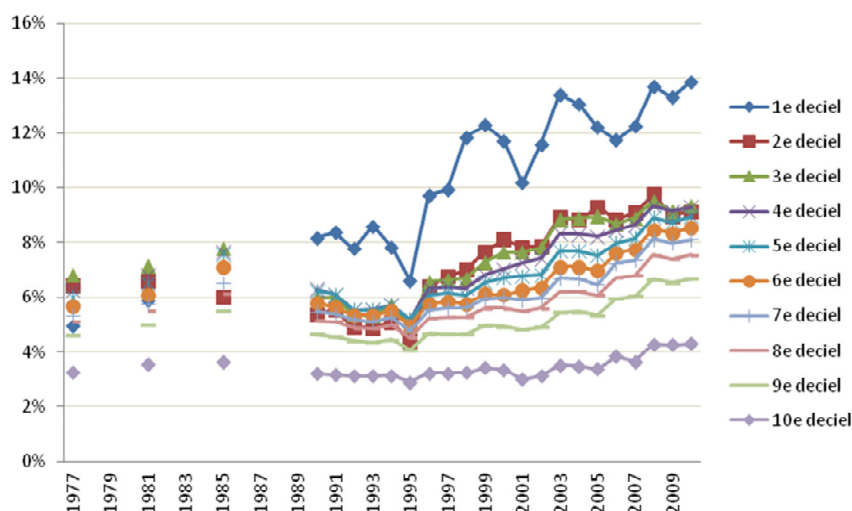
Sociale zekerheidspremies. In tegenstelling tot de inkomstenbelasting zijn sociale zekerheidspremies weinig nivellerend. De premies worden geheven over het inkomen onder een bepaalde grens. Premies voor volksverzekeringen worden alleen in de eerste twee (tot 1990 alleen de eerste) belastingschijven geheven en zijn niet progressief van aard. Iedereen betaalt hetzelfde percentage van zijn inkomen tot de premiegrens. In de loop der jaren is de premiegrens wel opgetrokken, wat de nivellerende werking licht heeft verhoogd. In de periode 1977-1985 is de premiegrens met 60% verhoogd, fors meer dan de stijging van de inkomens, waardoor de hoogste decielgroep meer premies is gaan betalen. In 1985 trof de individualisering van de premieheffing volksverzekeringen vrijwel uitsluitend huishoudens in het tiende deciel (Van Herwaarden en De Kam 1988).

Hierbij kunnen we de kanttekening plaatsen dat volksverzekeringen weliswaar van oudsher worden gefinancierd uit premies, maar dit is steeds minder het geval. Er is sprake van toenemende fiscalisering, ofwel financiering vanuit de belastingen. De Kinderbijslag wordt sinds 1990 uit de algemene middelen gefinancierd. Als gevolg daarvan wordt de kinderbijslag doorgaans niet meer als volksverzekering gekwalificeerd, maar als een sociale voorziening. Ook de AOW wordt sinds 1998 voor een toenemend gedeelte uit de algemene middelen gefinancierd. Velen pleiten voor een verdergaande fiscalisering van de AOW, zodat ook ouderen – die nu geen AOW-premie betalen – gaan bijdragen aan de oplopende kosten van de AOW. De SER (2006) adviseerde om ook fiscalisering van de AWBZ en ANW te overwegen, omdat fiscalisering leidt tot een breder financieringsdraagvlak: de heffing wordt dan niet beperkt tot de eerste twee belastingschijven. De hogere inkomens zullen

dan meer gaan meebetalen aan de volksverzekeringen. Men kan discussiëren over de vraag of er dan nog wel sprake is van volksverzekeringen of dat we een stelsel krijgen met alleen uit belastingen gefinancierde sociale voorzieningen en uit premies gefinancierde werknemersverzekeringen (Goudswaard 2009). Over het algemeen geldt: hoe meer fiscalisering, hoe meer nivellering.

Ziektekostenpremies. Het voornemen de ziektekostenpremies inkomensafhankelijk te maken zette in de herfst van 2012 heel Nederland op zijn kop. VVD en PvdA werden gedwongen de plannen te herzien. Veel kritiek richtte zich op het feit dat ziektekostenpremies niet het juiste instrument zijn om inkomenspolitiek te bedrijven en dat het marktwerking in de zorgverzekeringsmarkt zou belemmeren. De ziektekostenpremies blijven voorsnag denivellerend. Dat zijn ze al jaren, en de mate van denivellering is in de loop der jaren toegenomen (Figuur 6). De overgang van het oude stelsel met het ziekenfonds voor de lagere inkomens en particuliere verzekeringen, naar de uniforme verzekering voor iedereen via de Zorgverzekeringswet (2006) speelde hierbij geen hoofdrol (zie Figuur 6).

Figuur 6 Ziektekostenpremie als percentage van het bruto inkomen is het hoogst in de laagste inkomensdecilen en toegenomen in de loop der jaren



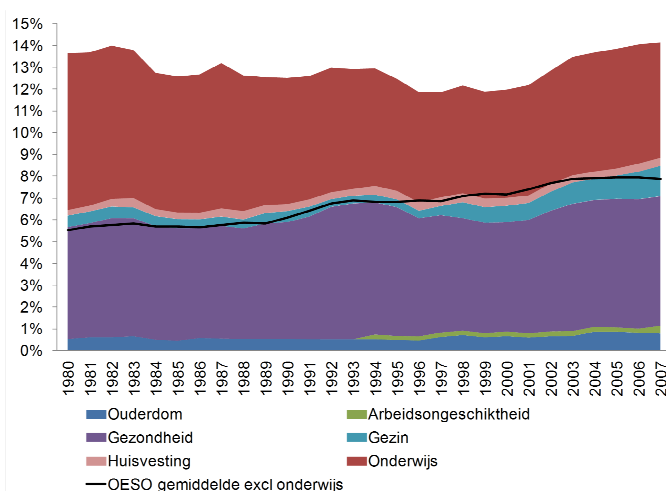
Bron: cijfers CBS, eigen berekeningen.

7 Overheidsinvloed op het tertiaire inkomen

Door niet verder te kijken dan het secundaire inkomen, wat in veel publicaties gebeurt, blijft een deel van de overheidsinvloed buiten beschouwing. Na het secundaire inkomen vindt nog inkomensherverdeling plaats via heffingen en subsidies gebonden aan de consumptie van goederen en diensten (Pommer et al. 2010).

Een belangrijke taak van de overheid is het aanbieden van collectieve goederen, zoals overheidsbestuur, sociale zekerheid, onderwijs, gezondheidszorg, infrastructuur, openbaar vervoer en volkshuisvesting (Kuhry en Van der Torre 2002). Slechts een deel van deze voorzieningen betreft finale dienstverlening aan burgers (Kuhry en Van der Torre 2002). Het gaat om zaken als gezondheidszorg en onderwijs, die onder de kostprijs worden aangeboden aan burgers (Pommer et al. 2010). Figuur 7 geeft een weergave van de in natura uitgaven. De grootste in natura uitgavenposten in Nederland zijn de gezondheidszorg en het onderwijs.

Figuur 7 Publieke uitgaven in natura naar uitgavenpost, % bbp



Bron: OESO SOCX. De categorie 'Onderwijs' is gebaseerd op eigen berekeningen gebruikmakend van de cijfers van CBS Statline.

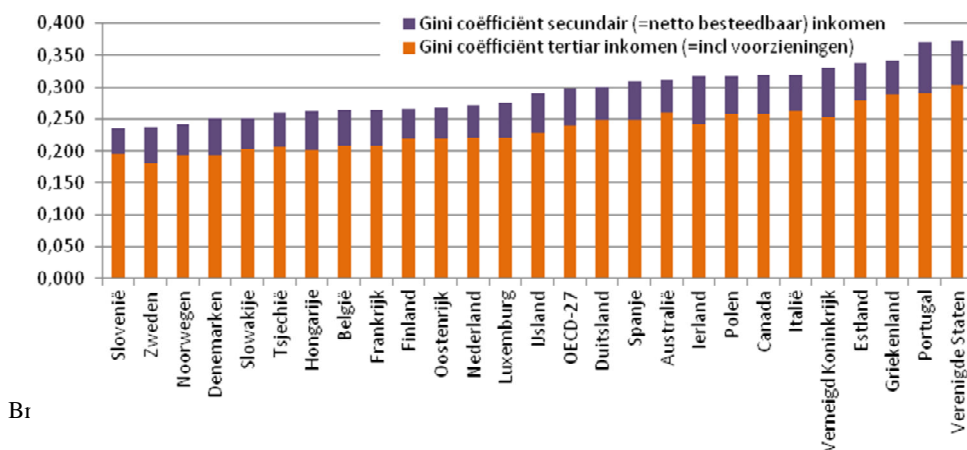
Uit verschillende studies is gebleken dat het toevoegen van inkomen in natura de inkomensongelijkheid verkleint (Garfinkel et al. 2006; Paulus et al. 2010; OESO 2011). In Nederland wordt de inkomensongelijkheid met ongeveer 20% verlaagd als de uitgaven in natura aan het secundaire inkomen worden toegevoegd (zie Figuur 8). Doordat uitkeringen in natura de ongelijkheid niet in alle landen in dezelfde mate verlagen, kan het weglaten van de uitgaven in natura bij het meten van de inkomensongelijkheid een vertekend beeld geven bij het vergelijken van de inkomensongelijkheid tussen landen (Smeeding et al. 2008). Gezondheidszorg wordt in sommige landen geheel publiek en in andere bijna helemaal privaat aangeboden. De publieke voorziening van gezondheidszorg, waaronder de uitkeringen in natura van ziektekostenverzekeringen en de AWBZ, is vooral voor de onderste inkomensgroepen van groot belang en heeft daarmee een aanzienlijk effect op de inkomensongelijkheid.

Het tertiaire inkomen heeft ook een belastingcomponent in de vorm van verbruiksbelastingen en accijns, die al in Figuur 4 aan de orde kwamen, maar die in de OESO-cijfers achterwege blijven. Lagere inkomens betalen een groter deel van hun

inkomen aan gebruiksbelastingen. Dit ondanks het feit dat lagere inkomens een groter deel van hun inkomen besteden aan voedingsmiddelen die onder het lage btw-tarief vallen. De btw-belastingdruk is vijf keer hoger voor de laagste inkomens (eerste deciel) dan voor de hoogste inkomens (tiende deciel). De verhoging van het btw-tarief in 2012 heeft dus denivellerende effecten, al zijn Bettendorf et al. (2012) van mening dat dit in termen van consumptiegroepen niet het geval is.

Het SCP publiceert eens in de paar jaar een publicatie “Profijt van de overheid”, waarin zij laat zien welk deel van de overheidsuitgaven in natura neerslaan bij de verschillende inkomensgroepen. De hogere inkomensgroepen profiteren in absolute zin meer van overheidsvoorzieningen dan de lagere inkomensgroepen. Als percentage van hun inkomen profiteren ze echter minder, waardoor de sociale voorzieningen toch nivellerend uitwerken. Voor het jaar 1999 heeft het SCP de overgang secundair-tertiair inkomen in beeld gebracht. Tabel 3 laat zien in hoeverre subsidies in natura en indirecte belastingen de Gini-coëfficiënt beïnvloeden. De overheidsuitgaven aan gebonden overdrachten komen vooral ten goede aan de armere huishoudens en zorgen dus voor een verlaging van de inkomensongelijkheid. De belasting op consumptie zorgt voor een verhoging van de inkomensongelijkheid. Deze twee effecten compenseren elkaar, waardoor de Gini-coëfficiënten voor secundair en tertiair inkomen vrijwel gelijk zijn. In de cijfers van de OESO (Figuur 8) blijft dit effect onopgemerkt, doordat heffingen buiten beschouwing blijven.

Figuur 8 Gini-coëfficiënten OESO landen (jaar 2007)



B1

Tabel 3 Herverdeling van secundair naar tertiair inkomen (jaar=1999)

	Gini-coëfficiënt
Secundair inkomen	0,377
Volkshuisvesting	-0,005
Onderwijs (hoofdvariant*)	+0,004
Openbaar vervoer	-0,003
Cultuur en recreatie	-0,002
Zorgverzekering	-0,005
Dienstverlening (o.a. thuiszorg, kinderopvang, maatschappelijk werk)	-0,006
Bestaanskosten	-0,002
Secundair inkomen + uitgaven	0,362
Verbuiksbelastingen	+0,014
Milieubelastingen	+0,002
Belastingen op de woning	+0,001
Belastingen op motorvoertuigen	+0,002
Secundair - inkomsten	0,398
Tertiair inkomen	0,378

Bron: Pommer en Jonker (2003); * Onderwijsuitgaven voor 18-plussers worden toegerekend aan de ouders van studenten.

8 Besluit

De tijd van de geleide loonpolitiek ligt ver achter ons. De overheid beïnvloedt de primaire inkomensverdeling in de 21^e eeuw via het minimumloonniveau, de ambtenarensalarissen, het algemeen verbindend verklaren van cao's, en via het vaststellen van de leerplichtige en de pensioneringsleeftijd, maar haar grip op de loonverdeling heeft de overheid afgestaan aan de markt. De loonongelijkheid is daardoor toegenomen. De overheid heeft zich verder beperkt tot nivelleren via het verstrekken van sociale uitkeringen en het innen van belastingen. Ook die herverdelende werking lijkt te zijn afgenomen, al ondersteunen niet alle cijfers dat beeld.

Ontegenzeggelijk hebben de bezuinigingen die gericht waren op het bereiken van begrotingsevenwicht na de crises van de jaren tachtig en negentig geleid tot lagere uitkeringsniveaus. Ook de structurele hervormingen van de verzorgingsstaat – veelal gericht op het stimuleren van arbeidsparticipatie – ondergraven de inkomensoverdracht van rijk naar arm. Gedragseffecten hebben geleid tot minder mensen die afhankelijk zijn van een uitkering, maar de mensen met een uitkering hebben eronder te lijden. Alle inkomensgroepen zijn in de loop der jaren flink minder inkomstenbelasting gaan betalen. De herverdelende werking van de progressieve inkomstenbelasting wordt bovendien teniet gedaan door belastingen op consumptie en ziektekostenpremies, die in de loop der jaren steeds regressiever zijn geworden.

Zowel conjuncturele als structurele ingrepen in de verzorgingsstaat hebben geleid tot minder herverdeling, maar er zijn ook tegengestelde krachten zoals bijvoorbeeld de verhoging van de huursubsidie en de genoemde gedragseffecten. De gedragseffecten blijven in ons artikel overigens enigszins onderbelicht, doordat we ons grotendeels baseren op *budget incidence analyse*. Pommer et al. (2003), Ter Rele (2007) en Gradus en Hendrix (1999) gaan wat dat betreft een stap verder dan OESO (2011) en Caminada et al. (2012) die we in deze publicatie veel gebruikt hebben.

Er is een voortdurende spanning tussen gerichte bestrijding van armoede en het stimuleren van arbeidsparticipatie. De bijstand en de AOW nemen het leeuwendeel van de herverdeling via de sociale zekerheid voor hun rekening. Met name de bijstand is, vanwege de partnerinkomenstoets, duidelijk gericht op de lage inkomensgroepen. In lijn hiermee wordt nagedacht over toenemende inkomensafhankelijkheid van regelingen in de sfeer van de volksverzekeringen. Een inkomensafhankelijk systeem is immers gericht en daarmee goedkoper. Het nadeel is dat er een negatieve prikkel op de arbeidsparticipatie van uitgaat. Daarom spreekt men over een AOW afhankelijk van het arbeidsverleden. Die maatregel is gericht op het stimuleren van arbeidsparticipatie, maar ondergraaft de solidariteit. Ook de ingrepen in het belastingstelsel zijn steeds gericht op het stimuleren van arbeidsparticipatie, met minder belastingschijven, lagere tarieven en allerlei belastingkortingen voor werkenden, die ten koste gaan van de inkomensherverdeling. In de tertiaire sfeer zouden ingrepen in de sociale huursector, het onderwijs en de zorg belangrijke gevolgen kunnen hebben voor de inkomensherverdeling, die vaak onopgemerkt blijft wanneer gekeken wordt naar conventionele ongelijkheidsmaatstaven.

Auteurs

Marloes de Graaf-Zijl (e-mail: M.de.Graaf@cpb.nl) is wetenschappelijk medewerker bij de sector Arbeid en onderwijs van het Centraal Planbureau. Ten tijde van het schrijven van dit artikel werkte ze bij het Amsterdams Instituut voor Arbeidsstudies (AIAS) aan de Universiteit van Amsterdam. Tahnee Ooms (e-mail: t.c.ooms@uva.nl) is onderzoeksassistent bij het AIAS. Beide auteurs hebben daar meegewerkt aan het Nederlandse landenrapport in het Europese framework 7 project 'Growing Inequalities' impacts', waar dit artikel gedeeltelijk op is gebaseerd. Ze bedanken Paul de Beer, Wiemer Salverda, Koen Caminada en twee anonieme referenten voor het ontvangen commentaar op eerdere versies van dit artikel.

Literatuur

- Beer, P.T. de, 2001, *Over werken in de postindustriële samenleving*, SCP-publicatie 2001/10, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Berkhout, E.E., S. van der Werff en A. Heyma, 2010, Het verdiende loon? Loonontwikkeling overheidswerknemers vergeleken met de marktsector, SEO-rapport 2010-39, Amsterdam: SEO Economisch Onderzoek.
- Bettendorf, L., S. Cnossen en C. van Ewijk, 2012, BTW-verhoging treft hoge en lage inkomens even sterk, *Me Judice*, 25 april 201
- Caminada, C.L.J. en K.P. Goudswaard, 2001, Herverdeling van inkomen door sociale zekerheid, *Openbare Uitgaven*, vol. 33(2): 54-63.
- Caminada, C.L.J. en K.P. Goudswaard, 2007, Herverdeling door het stelsel van sociale zekerheid in de jaren negentig, in: A. Jacobs en F. Pennings (eds) *Een inspirerende fase in het sociaal recht*, Zutphen: Uitgeverij Paris, pp. 213-226.
- Caminada, C.L.J. en E. Pommer, 2004, Trends, inkomen en beleid, in: C.A. de Kam en A.P. Ros (eds), *Jaarboek Overheidsfinancien 2004*, Den Haag: Sdu uitgevers.
- Caminada, C.L.J., K.P. Goudswaard en C. Wang, 2012, Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Taxes and Transfers in 20 LIS Countries Over Time, LIS Working Paper Series 581.
- Commissie herziening inkomstenbelasting en toeslagen, 2012, Naar een activerender belastingstelsel, Interimrapport.
- Garfinkel, I., L. Rainwater en T.M. Smeeding, 2006, A re-examination of welfare states and inequality in rich nations: how in kind transfers and indirect taxes change the story. *Journal of Policy Analysis and Management*, vol.25(4): 897-919..
- Goudswaard, K.P., 2009, De toekomst van de volksverzekeringen, Amstelveen: Sociale Verzekeringsbank.
- Graaf-Zijl, M. de en B. Nolan, 2011, Household joblessness and its impact on poverty and deprivation in Europe, *Journal of European Social Policy*, vol. 21(5): 413-431.
- Gradus, R.H.J.M. en P.C.M. Hendrix, 1999, De inkomensverdeling ontleed, *Economisch Statistische Berichten*, vol. 84(4210): 484-489.
- Groot, L., 2009, Koppelingsbeleid in crisistijd, *Economisch Statistische Berichten*, vol. 94(4569): 588-590.
- Herwaarden, F.G. van, en C.A. de Kam, 1988, Inkomensherverdeling door sociale zekerheid, 1977-1985, *Economisch Statistische Berichten*, 4 mei 1988: 425-430.
- Hulst, N. van, 1982, De effectiviteit van loonmaatregelen in de jaren zeventig en tachtig, *Tijdschrift voor Politieke Economie*, vol. 6(1): 67-95.
- Immervoll, H. en L. Richardson, 2011, Redistribution policy and inequality reduction in OECD countries; What has changed in two decades? OECD Social, Employment and Migration Working Papers 122, OECD Publishing.
- Jesuit, D.K. en V.A. Mahler, 2010, Comparing Government Redistribution Across Countries: The Problem of Second-Order Effects, *Social Science Quarterly*, vol. 91(5): 1390-1404.
- Kenworthy, L., 2011, *Progress for the poor*, Oxford: Oxford University Press.
- Kuhry, B. en A. van der Torre, 2002, *De vierde sector. Achtergrondstudie de quatrième secteur*. Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau
- Nagelkerke, A.G. en W. van Voorde, 1993, Overheidsbeheersing van de lonen, ijzer of bordpapier?, in: F. Boekema (ed.), *Sociale economie; markten, instituties en beleid*, Groningen: Wolters-Noordhoff.

- Nolan, B. en I. Marx, 2009, Economic Inequality, Poverty, and Social Exclusion in: W. Salverda, B. Nolan en T.M. Smeeding (eds), *The Oxford Handbook of Economic Inequality*, New York: Oxford University Press: 315-341.
- OESO, 2011, Divided we stand; Why inequality keeps rising, Parijs: Organisatie voor Economische Samenwerking en Ontwikkeling.
- Paulus, A., H. Sutherland en P. Tsakoglou, 2010, The distributional impact of in-kind public benefits in European countries, *Journal of Policy Analysis and Management*, vol. 29(2): 243-266.
- Pommer, E. en J-J. Jonker, 2003, *Profijt van de overheid. De personele verdeling van gebonden overheidsuitgaven en -inkomsten in 1999*, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Pommer, E., J. Van Leeuwen en M. Ras, 2003, *Inkomen verdeeld: Trends in ongelijkheid, herverdeling en dynamiek*, Den Haag: Sociaal en Cultureel Planbureau
- Pommer, E., J.M. Wildeboer Schut en C. de Kam, 2010, Inkomensbeleid. Jaarboek Overheidsfinanciën, 147-162.
- Rele, H. ter, 2007, Measuring the Lifetime Redistribution Achieved by Dutch Taxation, Cash Transfer and Non-Cash Benefits Programs, *Review of Income and Wealth*, vol. 53: 335-362.
- Salverda, W., 2008, *The Netherlands: minimum wage fall shifts focus to part-time jobs*, in: D. Vaughan-Whitehead, The minimum wage revisited in the enlarged EU, Geneva: International Labour Office.
- SER, 2006, Advies Welvaartsgroei door en voor iedereen, SER rapport 06/08, Den Haag: Sociaal Economische Raad.
- Smeeding, T., 2008, The LIS/LES Project: Overview and Recent Developments, LIS Working Paper Series 294.
- Smeeding, T., P. Tsakoglou en G. Verbist, 2008, Distributional effects of public health care transfers in seven European countries. Accurate Income Measurement for the Assessment of Public Policies.
- Trimp, R. en F. de Kam, 2011, De drukverdeling van collectieve lasten, *Economisch Statistische Berichten*, vol. 96(4623): 698-701.
- Weel, B. ter, 2012, Vraag naar hoogopgeleiden stijgt verder; Banen in het midden onder druk, CPB Policy Brief 2012/06, Den Haag: Centraal Planbureau.

Topinkomensgroei als macrofenomeen

Jasper Lukkezen en Bas Straathof

In Nederland verdient 0,1 procent van de bevolking ruim 1,4 procent van het nationale inkomen. Dit aandeel groeit sinds twee decennia sterk, onderdeel is van een wereldwijde trend. Vier structurele economische veranderingen kunnen topinkomensgroei verklaren: globalisering, ICT-gebruik, belastinghervormingen en een toename in de scheiding tussen eigendom en controle van ondernemingen. Topinkomensgroei kan structurele gevolgen hebben via de druk op belastingtarieven, veranderende consumptie- en spaarpatronen, verslechteringen van de betalingsbalans, slechtere gezondheid en minder draagvlak voor publieke voorzieningen.

1 Inleiding

In de Verenigde Staten verdient 0,1 procent van de bevolking acht procent van het bruto nationaal inkomen. Dit aandeel groeit gestaag. Ook in andere landen groeien topinkomens structureel sneller dan lagere inkomens. Nederland is geen uitzondering: sinds twintig jaar groeit ook hier het aandeel van topinkomens $\square$ en wel met ongeveer vier procent per jaar. Wel is het Nederlandse topinkomensaandeel met 1,4 procent internationaal gezien bescheiden.

In dit artikel laten we enkele gestileerde feiten over topinkomensgroei zien. We bespreken een aantal mogelijke oorzaken van topinkomensgroei en gaan in op de mogelijke gevolgen. Zowel de oorzaken als de gevolgen hebben betrekking op de gehele economie en niet slechts op een geïsoleerd deel daarvan. Topinkomensgroei is daarmee een fenomeen van macro-economische proportie.

De groei van topinkomens is een structureel verschijnsel. Deze conclusie kan getrokken worden op basis van drie gestileerde feiten: topinkomensgroei duurt vaak al decennia, komt in uiteenlopende landen voor en geldt voor elk percentiel binnen het topdecil van de inkomensverdeling. Potentiële verklaringen voor topinkomensgroei zullen consistent moeten zijn met deze feiten: het is niet waarschijnlijk dat een toevallige verandering in instituties in een bepaald land verantwoordelijk is voor een substantieel deel van de topinkomensgroei.

We bespreken vier structurele economische veranderingen die consistent zijn met de gestileerde feiten: globalisering, ICT-gebruik, belastinghervormingen en een toename in de scheiding tussen eigendom en controle van ondernemingen. Voor al deze ontwikkelingen geldt dat zij in veel landen voorkomen en dat ze ongeveer tegelijk opkwamen met het begin van de groei van topinkomens. Ook heb-

ben deze ontwikkelingen niet uitsluitend betrekking op het toppromille, maar zijn zij ook relevant voor andere topinkomens.

Topinkomensgroei is beleidsrelevant. Ook wanneer topinkomensgroei de uitkomst is van vrije marktwerking, kunnen mensen met een lager inkomen hier (nadelige) gevolgen van ondervinden. Aanhoudende groei van topinkomens kan namelijk structurele gevolgen hebben. Dit artikel bespreekt een aantal mogelijke gevolgen: verdere neerwaartse druk op belastingtarieven, veranderende consumptie- en spaarpatronen, verslechtingen van de betalingsbalans, slechtere gezondheid en minder draagvlak voor publieke voorzieningen.

De brede opzet van dit artikel leidt tot raakvlakken met verschillende delen van de economische literatuur. De literatuur die de ontwikkeling van topinkomens in kaart brengt is het uitgangspunt. Atkinson et al. (2011) geven hier een overzicht van. Nederlandse topinkomens zijn eerder beschreven door onder andere Afman en Salverda (2005), Salverda en Atkinson (2007) en Straathof et al. (2010). Daarnaast raakt het artikel aan de omvangrijke literatuur over de hoogte van bestuurdersbeloningen. Het gaat dan zowel over principaal-agentproblemen als over de markt voor bestuurders. Frydman en Saks (2010) geven hiervan een overzicht en Otten en Van Herwijen (2008) presenteerden een Nederlandstalige synthese. Bij de mogelijk gevolgen van stijgende topinkomens zijn er raakvlakken met de literatuur over relatieve preferenties (Duesenberry 1949) en de literatuur over de relatie tussen inkomensongelijkheid en gezondheid (Pickett en Wilkinson 2009).

Het artikel is als volgt opgebouwd. De volgende sectie bespreekt de gestileerde feiten van topinkomensgroei met de nadruk op Nederland. Daarna, in Sectie 3, gaan we in op mogelijke oorzaken. Potentiële gevolgen van topinkomensgroei komen aan bod in Sectie 4. Conclusies staan in Sectie 5.

2 De groei van topinkomens

De groei van het inkomensaandeel van topinkomens leek zich in eerste instantie vooral voor te doen in Angelsaksische landen. Volgens Atkinson en Piketty (2007) groeide het bruto inkomensaandeel van de top 0,1 procent¹ in Canada, het Verenigd Koninkrijk en de Verenigde Staten, terwijl er in Frankrijk, Duitsland en Japan geen structurele groei in het topinkomensaandeel viel waar te nemen.

Deze conclusie bleek achteraf voor een belangrijk deel getrokken op basis van beperkte data, zowel voor wat betreft het tijdsinterval als de onderzochte landen. Gegevens over de hoogste kwantielen van de inkomensverdeling worden niet standaard door statistische bureaus gepubliceerd en moeten daarom door academische onderzoekers zelf uit vertrouwelijke microdata worden berekend. Om deze reden is er maar voor een beperkt aantal landen en jaren cijfers beschikbaar.² Andere pro-

¹ Dit is de definitie van een topinkomen in dit artikel.

² Alvaredo et al. (2012) hebben in 2010 *The World Top Incomes Database* opgezet om meer consistentie en een bredere dekking te krijgen voor statistieken over inkomensverdelingen (<http://topincomes.g-mond.parisschoolofeconomics.eu>).

blemen bij internationale vergelijkingen zijn verschillen in inkomensdefinities en in bronnen voor microdata. Vaak is de databron de belastingdienst. Wanneer zij haar definitie van inkomen aanpast, bijvoorbeeld door een belastingherziening, ontstaat er een breuk in de tijdreeks. Dit is onder andere voor Nederland in 2001 het geval.

Met nieuwe data kwamen Atkinson en Piketty (2010) tot een andere conclusie: ook in niet-Angelsaksische landen stijgen de topinkomens sneller dan het gemiddelde inkomen. Figuur 1 laat de ontwikkeling van het inkomensaandeel van de top 0,1 procent zien voor Nederland, de Verenigde Staten, Duitsland, Frankrijk en Zweden sinds 1980. Bij alle landen is een opwaartse trend waarneembaar, vooral in meer recente jaren.

Het moment waarop de groei inzette verschilt per land. Ook is de mate van groei niet voor elk land hetzelfde. In de Verenigde Staten is topinkomengroei al voor 1980 ingezet, en is er een versnelling zichtbaar in de tweede helft van de jaren tachtig van de vorige eeuw. In deze periode begint in Zweden het aandeel topinkomens ook toe te nemen. Nederlandse topinkomens kennen tot eind jaren negentig een constant aandeel, na die tijd groeit het aandeel structureel. In Frankrijk en Duitsland is het vanwege een cyclische beweging moeilijker om een omslagpunt aan te wijzen.

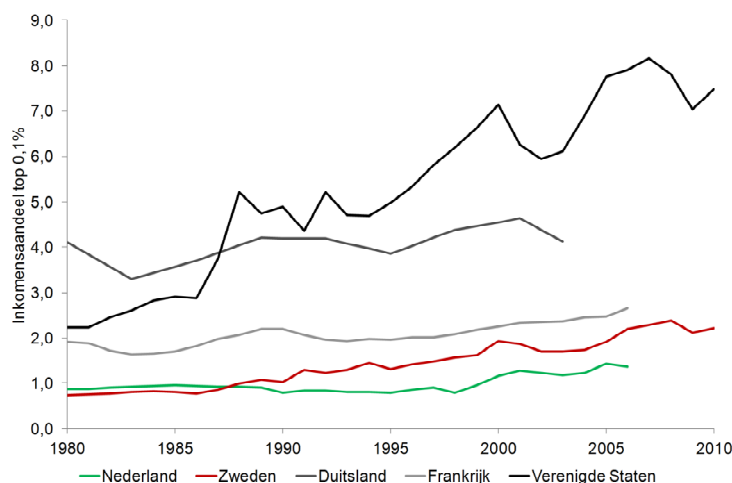
Tabel 1 toont de groei in het inkomensaandeel van topinkomens in De Verenigde Staten, Duitsland, Frankrijk, Nederland en Zweden en laat het omslagpunt per land zien. Tussen 1980 en 2006 is de groei het sterkst geweest in de Verenigde Staten (zie kolom 3). De Amerikaanse topinkomens groeiden gemiddeld vijf procentpunten sneller dan de economie. In Zweden was de groei met vier procent per jaar ook aanzienlijk. De groei was het zwakst in Duitsland, waar het inkomensaandeel van de top in 1980 met 4 procent al relatief hoog was.³ Nederlandse topinkomens lieten een gematigde groei zien. Als we deze periode in twee delen splitsen, wordt het moment waarop de groei inzet goed zichtbaar (kolom 4 en 5). Van 1980 tot en met 1993 groeiden de topinkomens alleen in de Verenigde Staten en Zweden. In Nederland nam het aandeel van topinkomens zelfs licht af. In de tweede periode van 1994 tot en met 2006 groeiden de Nederlandse topinkomens net zo hard als de Zweedse en Amerikaanse. Franse topinkomens groeiden langzamer en alleen voor Duitsland is de groei nihil.

Het percentage van het nationale inkomen dat naar de top 0,1% van de bevolking gaat verschilt op dit moment per land. In 2010 ging 7,5 procent van het inkomen in de Verenigde Staten naar een duizendste van de bevolking. In Nederland ligt het aandeel van het meest verdienende promille met 1,4 procent in 2006 beduidend lager. Zweden, Duitsland en Frankrijk zitten daar tussenin. Deels komt dit door verschillen in inkomensdefinities. Topinkomens leveren hoe dan ook in alle landen een substantiële bijdrage aan de inkomensongelijkheid. Ook al zijn er maar

³ Vanwege de sterke conjunctuurbeweging is de gerapporteerde groeivoet voor Duitsland (0,0%) waarschijnlijk een onderschatting. Daarnaast vindt Jenderny (2012) voor de nog hogere top wel groei: een verdubbeling voor de top 0,001% en meer dan een verdrievoudiging voor de top 0,0001%.

weinig topverdieners, als ze maar genoeg verdienen hebben ze een substantieel effect op de inkomensverdeling. Zo stuwen de Amerikaanse topinkomens de Gini-coëfficiënt op van 0,40 naar 0,47 in 2007 (Atkinson et al. 2011).⁴

Figuur 1 Evolutie inkomensaandeel top 0,1%



Bronnen: De gegevens voor de Verenigde Staten, Zweden en Duitsland (tot en met 1998) zijn afkomstig van *The World Top Incomes Database* (Alvaredo et al., 2012), de Duitse data vanaf 1999 zijn van Bach et al. (2009). De reeks voor Nederland komt van Straathof et al. (2010).

Tabel 1 Groei topinkomensaandeel top 0,1% tussen 1980 en 2006

	Aandeel top 0,1% (in %)		Groei aandeel top 0,1% (in %)		
	1980	2006	1980-2006	1980-1993	1994-2006
Duitsland*	4,1	4,1	0,0	0,0	0,1
Frankrijk	1,9	2,7	1,3	0,1	2,4
Nederland	0,9	1,4	1,7	-0,7	4,2
Verenigde Staten	2,2	7,9	5,0	5,9	4,1
Zweden	0,7	2,2	4,3	4,4	4,2

*Voor Duitsland loopt de reeks tot en met 2003.

Bronnen: De gegevens voor de Verenigde Staten, Zweden en Duitsland (tot en met 1998) zijn afkomstig van *The World Top Incomes Database* (Alvaredo et al., 2012), de Duitse data vanaf 1999 zijn van Bach et al. (2009). De reeks voor Nederland komt van Straathof et al. (2010).

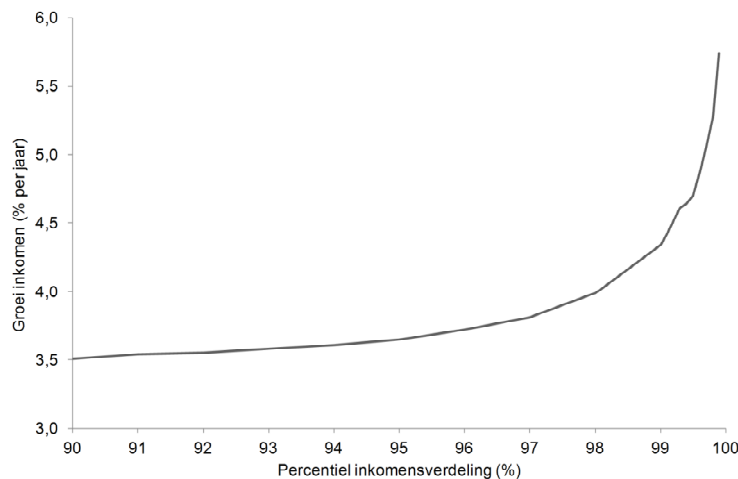
De groei van topinkomens beperkt zich niet tot het toppromille (de hoogste 0,1 procent) van de inkomensverdeling, maar is in het gehele topdecil (de hoogste 10 procent) waarneembaar. Wel is het zo dat de mate van stijging afhankelijk van de positie in de top. Hoe hoger in de top het inkomen zich bevindt, hoe harder het de

⁴ Een Gini-coëfficiënt van 0 betekent dat iedereen hetzelfde inkomen heeft, een coëfficiënt van 1 betekent dat al het inkomen bij één persoon terecht komt. Kleine verschillen in de Gini-coëfficiënt geven al grote verschillen in ongelijkheid aan.

afgelopen jaren gestegen is. In de periode 1999 tot en met 2006 groeiden de hoogste topinkomens sneller dan lagere inkomens (Figuur 2). Voor de lagere topinkomens is het groeiverschil nog bescheiden, met een gemiddelde jaarlijkse groei rond de 3,5 procent. Maar met name in het toppercentiel (de hoogste 1 procent) is de inkomensgroei substantieel groter dan in de rest van het topdeciel.

Voor de Verenigde Staten zijn deze gegevens beschikbaar voor een langere periode. Tabel 2 bevat de groei van inkomensaandelen voor verschillende kwantilen binnen het topdeciel van de inkomensverdeling voor de periode van 1980 tot en met 2010. Ook voor deze langere tijdreeks geldt dat hogere topinkomens sneller gestegen zijn dan lagere topinkomens.

Figuur 2 Gemiddelde jaarlijkse groei Nederlandse topkwantilen (1999-2006)



Bron: Straathof et al. (2010).

Tabel 2 Groei topinkomens per kwantiel, Verenigde Staten 1980-2010

Kwantiel inkomensverdeling (%)	90-95	95-99	99-99,5	99,5-99,9	99,9-99,99	99,99-100
Toename inkomenaandeel (1980-2010)	1.1x	1.2x	1.4x	1.7x	2.3x	3.6x

Bron: Atkinson en Piketty (2007), bijgewerkt tot 2010.

We concluderen dat het aandeel van topinkomens in het totale Nederlandse inkomen sinds eind vorige eeuw met ruim vier procent per jaar toeneemt. Deze ontwikkeling is niet uniek voor Nederland en treedt op in ontwikkelde landen met uiteenlopende instituties. Deze groei geldt niet alleen binnen deze geïsoleerde groep, maar is voor alle kwantilen van het topdeciel zichtbaar, waarbij inkomens hoger in de top systematisch sneller groeien dan inkomens lager in de top. Een economi-

sche analyse die poogt topinkomens te verklaren, zal dit verband correct moeten meenemen wil het enige overtuigingskracht hebben.

3 Mogelijke verklaringen voor stijgende topinkomens

De groei van topinkomens aandelen is wijdverbreid en systematisch. Het is daarom onwaarschijnlijk dat topinkomensgroei het gevolg is van incidentele veranderingen in instituties die gemakkelijk door politici teruggedraaid zouden kunnen worden. Het ligt meer voor de hand dat fundamentele economische veranderingen er toe leiden dat inkomens aan de top sneller stijgen. Wij benoemen hier vier structurele veranderingen die in de laatste twee decennia van de vorige eeuw zijn begonnen en die de groei van topinkomens zouden kunnen verklaren: de wereldwijde handelsliberalisatie sinds het einde van de Koude Oorlog, de grootschalige toepassing van informatie- en communicatietechnologie (ICT) in het bedrijfsleven, de systematische afname van de marginale toptarieven van de inkomstenbelasting en de toenemende scheiding tussen eigendom en bestuur van ondernemingen. Verklaringen voor veranderingen in inkomensongelijkheid in de hele maatschappij achten wij niet relevant voor topinkomens, omdat ze niet binnen de top differentiëren, terwijl de vorige sectie heeft aangetoond dat er ook binnen de topinkomens verschillen zijn in de snelheid waarmee ze groeien.⁵

Globalisering. Met het einde van de Koude Oorlog werd een mondiale liberalisering van handelsrelaties mogelijk. Naast de succesvolle afronding van de Uruguay Ronde van de GATT in 1994, versnelde China in 1992 zijn op export gerichte economische hervormingen met de instelling van de Speciale Economische Zone in Shenzhen. De grotere gevoeligheid voor internationale concurrentie leidde in veel landen, waaronder Nederland, tot (verdere) liberalisering van de economie.

De structurele veranderingen van de wereldeconomie maakten het mogelijk dat ondernemingen in meer landen actief konden worden dan voorheen en zich verder konden gaan specialiseren (de focus op *core business* door ‘outsourcen’ en later ‘offshoren’). Gabaix en Landier (2008) laten zien dat de beurswaarde van de vijf-honderd grootste beursgenoteerde Amerikaanse ondernemingen tussen 1980 en

⁵ Zo kan een belangrijk deel van de toegenomen inkomensverschillen in ontwikkelde economieën verklaard worden uit het feit dat mensen steeds vaker een partner met een vergelijkbaar opleidings- en inkomensniveau opzoeken en dat relaties stabiel zijn naarmate inkomens toenemen (OECD 2008). Binnen het topdecil zijn er echter geen verschillen: het opleidingsniveau, het opleidingsniveau van de partner en de stabiliteit van de relatie vertonen geen correlatie met de positie binnen het top decil (OECD 2011). Om die reden zijn ook arbeidsmarktveranderingen geen goede verklaring voor stijgende topinkomens. Lagere arbeidscontractbescherming, een zwakkere vakbond en veranderingen in sociale zekerheid differentiëren niet naar de positie in de top. *Skill-biased technological change* (Acemoglu, 2002) biedt ook geen duidelijke verklaring voor de groeiende topinkomens. Deze technologische veranderingen waren gericht op een brede groep van hoger opgeleiden en differentiëren wederom niet binnen de top.

2003 zes keer groter geworden is.⁶ Of dit het gevolg is van de wereldwijde liberaliseringsgolf is moeilijk met zekerheid vast te stellen, maar deze ondernemingen halen een groter deel van hun omzet uit het buitenland en zijn afhankelijker van een transnationaal netwerk van toeleveranciers.

Biedt de toename in de omvang van grote ondernemingen een verklaring voor de groei van topinkomens? Het is al lang bekend dat de beloning van *Chief Executive Officers* (CEO's) nauw samenhangt met de omvang met de onderneming die zij besturen (Tinbergen 1977). Bij een efficiënt functionerende arbeidsmarkt is het te verwachten dat de beste CEO's voor de grootste ondernemingen gaan werken omdat een goede CEO meer winst oplevert bij een groot bedrijf dan bij een klein bedrijf.

Maar verdient een CEO van een grote onderneming nu vooral veel vanwege zijn of haar talent of vooral vanwege de omvang van de onderneming? Twee recente publicaties laten zien dat bedrijfsomvang de dominante factor is: kleine verschillen in bestuurlijk talent van CEO's zijn voldoende om grote verschillen in beloning te verklaren (Gabaix en Landier 2008; Terviö 2008). Als verschillen in talent gelijk blijven, maar de verschillen in omvang van ondernemingen toenemen, dan nemen de inkomensverschillen toe. Gabaix en Landier (2008) wijzen daarbij op het feit dat de verzesvoudiging van de marktwaarde van de grootste Amerikaanse ondernemingen in twintig jaar gepaard ging met een verzesvoudiging van het inkomen van de CEO's van die ondernemingen.

Verschillen in het talent van de CEO lijken vooral belangrijk voor ondernemingen die bloot staan aan internationale concurrentie. Cuñat en Guadalupe (2009) laten zien dat de beloningen van Amerikaanse CEO's in sectoren met een hogere importpenetratie gevoeliger zijn voor bedrijfsomvang dan topbeloningen in sectoren waar internationale concurrentie beperkt is. Globalisering zal mede hierom waarschijnlijk verantwoordelijk zijn voor een deel van de stijging van topinkomens.

ICT. Een tweede reden voor beloningsgroei bij managers is de sterke ontwikkeling van ICT. Met email en managementinformatiesystemen kunnen topmensen steeds meer mensen bereiken en aansturen. Organisaties kunnen hierdoor platter worden zodat het resterende management een grotere invloed op de ondernemingsprestaties, en dus een grotere toegevoegde waarde, heeft. Kleine verschillen in vaardigheden vertalen zich ook op deze manier in grote verschillen in beloning. Garicano en Rossi-Hansberg (2006) presenteren een formeel model voor dit effect. Daarnaast maakt het gebruik van ICT en standaardisering van financiële rapportage dat bestuurders eenvoudiger van onderneming kunnen wisselen, wat concurrentie om de beste managers versterkt (Murphy en Zábojník 2004).

Toegenomen mogelijkheden om mensen te bereiken, spelen ook een rol bij andere beroepen dan dat van managers.⁷ Het bekende artikel *The economics of super-*

⁶ In Nederland is de omzet van de grootste ondernemingen sterk gegroeid over de periode 1993 tot en met 2006 (Straathof et al. 2010, 35).

⁷ Al spelen Superster effecten ook een rol voor CEO's, zie Malmendier en Tate (2009).

stars van Sherwin Rosen (1981) gaat over de economie achter musici en topsporters. Met de komst van moderne communicatiemiddelen zijn toeschouwers niet meer verplicht om op een vastgesteld tijdstip naar de lokale musicus of sporter te gaan kijken voor vermaak. Mensen kunnen tegenwoordig vrijwel alle musici ter wereld beluisteren en de beste topsporters in actie zien op elke willekeurige plek en tijdstip zonder dat dit de sporter of musicus extra moeite kost. De toppers in hun vakgebied bereiken hierdoor een veel groter publiek en verdienen veel meer. De andere musici en sporters hebben een kleiner publiek en verdienen minder dan voorheen.

Belastinghervormingen. In de afgelopen decennia zijn de toptarieven in de inkomstenbelasting gedaald, net als de belastingtarieven op vermogenswinsten en de successierechten. Zo daalden de toptarieven in de inkomstenbelasting in een aantal ontwikkelde economieën van gemiddeld 63% in 1981 naar 42% in 2010 (Tabel 3).

Of dit de stijging van de topinkomens mede veroorzaakt heeft, is lastig empirisch vast te stellen. Wel zijn er sterke aanwijzingen dat Ronald Reagan's *Tax Reform Act* uit 1986 (TRA86) van positieve invloed is geweest op bruto-inkomens. Net zoals bij de Nederlandse belastingherziening van 2001, werd bij de TRA86 het toptarief voor inkomen uit arbeid verlaagd (van 50% naar 28%) en werd de grondslag voor de belasting op inkomen uit vermogen verbreed (Feenberg en Poterba 1992; Feldstein 1995).

Lagere belastingtarieven kunnen op drie manieren voor hogere (bruto-)inkomens zorgen. Ten eerste worden door lagere tarieven de prikkels om belasting te ontwijken of te ontduiken lager. Als de belastingdienst topinkomens hierdoor beter registreert, verandert alleen de belastingopbrengst, de topinkomens zelf niet. Dit is natuurlijk moeilijk te verifiëren.

Ten tweede kunnen lagere belastingtarieven de prikkel om te werken of te ondernemen vergroten, waardoor topinkomens toenemen.⁸ Gruber en Saez (2000) schatten de belastingelasticiteit van totaal inkomen in de VS op 0,17 voor inkomens boven honderdduizend dollar in 1979, en die van belastbaar inkomen op 0,57. Dat betekent dat het effect van belastingontwijking en belastingontduiking groter zou zijn dan dat het effect op additionele arbeidsinzet.⁹ Atkinson en Leigh (2010) kijken naar een bredere set van Angelsaksische landen en verklaren tussen een derde en de helft van de stijging in de topinkomens door een daling van de toptarieven.

Een derde reden voor hogere topinkomens is dat lagere belastingtarieven accumulatie van vermogen mogelijk maken waardoor inkomsten uit kapitaal of onderneming ontstaan. Deze verklaring is consistent met de observatie van Piketty (2007) dat het aandeel van salarissen bij topverdieners in de Verenigde Staten wat terugloopt ten gunste van inkomen uit onderneming en kapitaal. Dit is het omge-

⁸ Dit verband is moeilijk empirisch te identificeren omdat er weinig variatie is in het (geobserveerde) aantal uren dat topverdieners werken. Onderzoekers rest niets anders dan naar inkomen zelf te kijken als maat voor arbeidsinzet.

⁹ Dit komt ongeveer overeen met de top 6%. De elasticiteit is 0,12 voor de hele populatie.

keerde proces van het proces dat zich vanaf de crisis in de jaren twintig tot midden jaren zeventig heeft plaatsgevonden.

Tabel 3 Marginale toptarieven inkomstenbelasting

	1981	1990	2000	2010
Australië	60	47	47	45
Canada	43	29	29	29
Frankrijk	60	57	53	40
Duitsland	56	53	51	45
Italië	72	50	49	43
Japan	75	50	37	40
Nederland	72	60	60	52
Verenigd Koninkrijk	60	40	40	50
Verenigde Staten	70	28	40	35
Gemiddelde	63	46	45	42

Bron: OECD (2011), aanvulling met Nederland door de auteurs.

Scheiding tussen eigendom en controle. Bij veel ondernemingen is de eigenaar en de dagelijks bestuurder niet dezelfde persoon. Bijvoorbeeld omdat het voor eigenaren lonend is om het bestuur uit te besteden aan iemand die dat beter kan dan zichzelf. Of omdat er meerdere eigenaren zijn. Zonder risico voor de eigenaar is dit niet, de eigenaar en de bestuurder streven namelijk niet noodzakelijkerwijs hetzelfde belang na. Als die belangen verschillen, kan er een principaal-agentprobleem ontstaan: de agent handelt dan niet in het belang van de principaal die hem aangesteld heeft. Naarmate de informatieachterstand bij de eigenaren groter is, worden deze problemen groter.

Als de invloed van bestuurders groter is en kunnen ze een groter deel van de winst naar zich toetrekken. Dit kan de stijgende beloningen van CEO's en andere bestuurders deels verklaren (Bebchuk en Fried 2003). Versplintering van eigendom zorgt ervoor dat de schikking aan de onderhandelingstafel zichtbaar verandert. In plaats van één eigenaar die bestuurders langs laat komen om afspraken te maken, organiseren de bestuurders van beursgenoteerde ondernemingen één keer per jaar een evenement waarvoor ze de aandeelhouders uitnodigen.

Er zijn twee redenen waarom principaal-agentproblemen tussen eigenaren en bestuurders de afgelopen decennia sterker geworden kunnen zijn. Als eerste leidde de opkomst van de aandeelhouder tot een versplintering van eigendom. Particulieren zijn in de jaren negentig van de vorige eeuw op grote schaal gaan beleggen in aandelen – zeker in Nederland.¹⁰ Sterk groeiende ondernemingen hadden een grote behoefte aan risicodragend kapitaal en veel ondernemingen gingen daarom naar de beurs, zo ook geprivatiseerde staatsbedrijven als KPN. Daarnaast begonnen ook Nederlandse pensioenfondsen te beleggen – vaak met kleine deelnemingen in veel

¹⁰ Dit valt onder meer terug te zien in het grotere aandeel van kapitaalinkomsten in de totale inkomsten van particulieren.

verschillende bedrijven om risico's te spreiden (althans dat was de gedachte). Ook de grotere omvang van bedrijven zorgde voor meer aandeelhouders dan voorheen.

Een tweede reden voor toenemende principaal-agentproblemen tussen eigenaar en bestuurder is de schaduwzijde van de opkomst van ICT. Hierdoor kregen individuele managers een grotere invloed op de organisatie. De informatievoorsprong van bestuurders op eigenaren is daarmee groter geworden.

De consequentie van de grotere invloed van individuen op organisaties is dat controle en toezicht belangrijker worden. Er moet immers voorkomen worden dat individuen hun invloed misbruiken.¹¹ *Corporate governance*-regels, die aangeven hoe partijen moeten samenwerken binnen een organisatie, worden dan ook belangrijker als de bedrijfstop meer invloed heeft op de organisatie. De afgelopen decennia zijn de *corporate governance*-regels dan ook verscheidene malen aangescherpt en internationaal geharmoniseerd.¹²

Er is een grote wetenschappelijke literatuur op dit gebied ontstaan.¹³ Een belangrijke implicatie uit deze literatuur is dat de structuur van bestuurdersbeloningen zodanig moet zijn dat hun belangen overeenkomen met die van de aandeelhouder. De meer prestatiegerichte structuur van bestuurdersbeloningen kan dan ook gezien worden als het antwoord van de eigenaren op de toenemende principaal-agentproblemen.

Bijeffect van de toenemende scheiding van eigendom en bestuur is dat er door de fragmentatie van eigenaarschap een haasje-over effect lijkt te zijn ontstaan in bestuurdersbeloningen, zoals beschreven in Otten en van Herwijen (2008). Geen van de eigenaren voelt zich echt verantwoordelijk voor de bestuurdersbeloning en dus delegeert ze dit naar de raad van commissarissen. Die besluit vervolgens een beloningsadviesbureau in te schakelen. Het adviesbureau vergelijkt de ondernemingen met een aantal concurrenten, die overigens meestal meer lijken op hoe het bedrijf zichzelf graag ziet, dan hoe het daadwerkelijk presteert. Geen van de commissarissen wil zijn CEO onderbetalen en dus wordt besloten de CEO iets meer dan de mediaan te geven. Als vergelijkbare processen ook bij de concurrenten spelen, neemt het mediane salaris van de bestuurders snel toe.

4 Gevolgen voor de maatschappij

Net zoals structurele ontwikkelingen in de economie kunnen zorgen voor stijgende topinkomens, kunnen structureel stijgende topinkomens bredere implicaties hebben voor de economie. We bespreken hier de gevolgen van stijgende topinkomens voor

¹¹ Zonder regels neemt de kans toe dat machtige individuen de economie en uiteindelijk de politiek naar hun hand gaan zetten. Dit is wat de Amerikaanse Robber Barons aan het eind van de 19e eeuw maakte en de Russische oligarchen en Chinese communistische CEO's nu rijk maakt.

¹² In 1997 komt de Commissie Peters als eerste met een reeks aanbevelingen voor effectiever en transparanter bestuur bij in Nederland beursgenoteerde ondernemingen. Weinig jaarverslagen voldeden echter aan de aanbevelingen van de Commissie Peters (De Jong en Roosenboom 2002). In 2003 werd een tweede commissie ingesteld, de Commissie Tabaksblat.

¹³ Murphy (1999): "CEO pay research has grown even faster than CEO paychecks."

de belastingdruk, spaar- en consumptiegedrag en de betalingsbalans. Tot besluit bespreken we kort de gevolgen van topinkomensgroei voor sociale en gezondheidsuitkomsten via de algemene inkomensongelijkheid en voor het draagvlak voor publieke voorzieningen.

Verdere druk op belastingtarieven. Stijgende topinkomens zorgen in ons progressieve belastingstelsel *ceteris paribus* voor hogere belastinginkomsten. Er is een aantal redenen waarom deze uitkomst niet vanzelfsprekend is. Door stijgende topinkomens komen de belastingtarieven namelijk onder druk te staan. Voor een maximale belastingopbrengst zouden mensen met meer talent een lager marginaal belastingtarief moeten hebben dan minder getalenteerde mensen (Diamond en Mirrlees 1971). Het mechanisme hierachter is dat een hoog marginaal tarief mensen ontmoedigt om meer te werken. Hoe groter iemands productiviteit, hoe kostbaarder het dan voor de samenleving is om een hoog marginaal tarief te heffen. Als dus een groter deel van de toegevoegde waarde door de top gegenereerd wordt, zal het optimale tarief van de hoogste belastingsschijf daarom lager zijn. Een toename van productiviteit aan de top (bijvoorbeeld door globalisering of ICT-gebruik) kan daarom een structurele daling van toptarieven tot gevolg hebben.

Als tweede kunnen stijgende topinkomens ook een direct effect op belastingtarieven hebben. Voor topverdieners is het relatief goedkoper om belasting te ontwijken via bijvoorbeeld het buitenland. Belastingadvies bijvoorbeeld brengt eenmalige kosten met zich mee, terwijl de opbrengst lineair is aan het inkomen. De dreiging van belastingontwijking alleen al zou een drukkende werking kunnen hebben op de tarieven in hoogste schijven van de inkomstenbelasting. Een ander effect dat hier een rol zou kunnen spelen is de financiering van lobbygroepen voor lagere toptarieven. Als inkomen aan de top geconcentreerder is, is het eenvoudiger geld voor dit soort lobbygroepen bij elkaar te brengen. Net als bij het belastingadvies zijn de kosten eenmalig, maar de opbrengsten lineair aan het inkomen.

In de vorige sectie hebben we gezien dat hogere topinkomens voor lagere toptarieven kunnen zorgen. Implicatie hiervan is dat topinkomensgroei lastig weg te nivelleren is met hogere belastingen: hogere toptarieven kunnen leiden tot lagere belastinginkomsten en tot minder productieve toptalenten.

Effect op consumptie, besparingen en de betalingsbalans. Stijgende topinkomens kunnen leiden tot veranderingen in spaar- en consumptiegedrag van zowel de mensen die de topinkomens verdienen als van de rest van de bevolking. Voor de topverdieners geldt dat een additionele euro voor een groter deel aan luxegoederen zal worden besteed dan de gemiddelde euro. Dit is aangetoond in empirische studies naar het verband tussen bestedingen en inkomen (zie Heffetz (2011) voor een overzicht). Zodra het relatieve aandeel in het inkomen van topverdieners toeneemt, zal het aandeel consumptie van luxegoederen in de economie toenemen.

Iets vergelijkbaars geldt voor de besparingen van topverdieners.¹⁴ Beloningen van topverdieners kennen een grote volatiliteit (OECD 2011; Auten en Gee 2009; Jenderny 2012) en willen topverdieners deze onverwachte afwijkingen in hun consumptie op kunnen vangen, dan zullen ze bruto meer moeten sparen.

Stijgende topinkomens kunnen ook de spaar- en consumptiebeslissingen van mensen met lagere inkomens beïnvloeden als hun welvaart deels afhangt van de consumptie van anderen. Mensen kunnen “relatieve preferenties” hebben: hun welvaart hangt niet alleen rechtstreeks van het niveau van hun consumptie af, maar ook van de omvang van hun consumptie ten opzichte van anderen (Duesenberry 1949).¹⁵ Panelstudies laten zien dat mensen relatieve preferenties hebben en daarvoor handelen.¹⁶ Mensen met relatieve preferenties kunnen extra waarde hechten aan ‘opvallende consumptiegoederen’ (Frank 2008).¹⁷ Opvallende consumptiegoederen zijn goederen waarvan consumptie voor anderen zichtbaar is. Voorbeelden daarvan zijn auto’s, kleding, juwelen en huizen (Heffetz 2011). Deze worden meer gewaardeerd als het inkomen van anderen toeneemt, terwijl het eigen inkomen onveranderd blijft. Om dezelfde redenen kunnen mensen besluiten om harder of meer te gaan werken als de inkomensongelijkheid toe neemt (Smith 1759)¹⁸.

Een voorbeeld uit Frank (2008) is weergegeven in Tabel 4. Hij geeft mensen twee maal een bindende keuze tussen twee werelden (wereld A en wereld B). In wereld A staat diegene die kiest er beter voor in absolute zin, maar er slechter voor in relatieve zin en in wereld B is dat andersom. Voor positionele goederen, zoals de grootte van het huis, kiezen de meeste mensen voor de wereld waarin ze weliswaar een kleiner huis hebben, maar dit kleinere huis wel het grootste huis ter wereld is. Voor niet-positionele goederen, zoals de kans te overlijden vanwege een ongeluk tijdens het werk, kiezen de meeste mensen voor de wereld met kleinere kans op een ongeluk, ongeacht hoe hun ongeluiskans tegenover die van anderen afsteekt.

¹⁴ Zie Dynan et al. (2004) voor argumenten waarom topverdieners meer sparen en een empirische onderbouwing voor de Verenigde Staten.

¹⁵ Dit in tegenstelling tot de absolute preferenties die gemeengoed zijn in economische analyses.

¹⁶ Zie Luttmer (2005) voor de VS, Brown et al (2011) voor China en Mayraz et al. (2009) voor Duitsland.

¹⁷ Populair gemaakt door Veblen in 1899 in *Theory of the Leisure Class* met de term conspicuous consumption. Een betere vertaling is wellicht geldsmijterij.

¹⁸ “[W]hat is the end of avarice and ambition, of the pursuit of wealth, of power, and pre-eminence? (...) The wages of the meanest labourer can supply them... (...) From whence, then, arises that emulation which runs through all the different ranks of men, and what are the advantages which we propose by that great purpose of human life which we call bettering our condition? To be observed, to be attended to, to be taken notice of with sympathy, complacency, and approbation, are all the advantages which we can propose to derive from it. It is the vanity, not the ease, or the pleasure, which interests us.” (Theory of Moral Sentiments, Part I, Section III, Chapter II)

Tabel 4 De keuzes van Frank

	Huisgrootte (in m ²)		Ongevalskans (per 100.000)	
	A	B	A	B
Jij	400	300	2	4
De rest	600	200	1	8

Noot: De grijs gearceerde kolom is de meest gekozen optie.

Met stijgende topinkomens neemt het referentie-inkomen, waarop de relatieve preferenties gebaseerd zijn, toe, terwijl het absolute inkomen onveranderd blijft voor de mensen met lagere inkomens. Hierdoor kunnen opvallende goederen een steeds groter aandeel in de consumptiebundel krijgen.

Maar heeft dit ook gevolgen voor de geaggregeerde besparingen? Alvarez-Cuadrado en El-Attar Vilalta (2012) vinden van wel. In hun paper *Income inequality and saving* ontwikkelen ze een algemeen evenwichtsmodel met relatieve preferenties en schatten dit model met huishoudensdata in de VS en geaggregeerde OECD-data.¹⁹ De uitkomst van het onderzoek is dat een stijging van een procentpunt van het inkomensaandeel van de top 5-procent van de inkomensverdeling tot een gemiddelde daling van de persoonlijke spaarquote van 0,23 procentpunt leidt. Hiermee, zo stellen ze, is ongeveer de helft van de veranderingen van de geaggregeerde besparingen te verklaren.

Als toenemende topinkomens verandering in de geaggregeerde besparingen veroorzaken, heeft dit implicaties voor macro-economische stabiliteit. Al-Hussami en Remesal (2012) gebruiken een model wat lijkt op dat van Alvarez-Cuadrado en El-Attar Vilalta om het verband tussen toenemende topinkomens en de betalingsbalans te verklaren. Ze laten zien dat toenemende topinkomens ervoor zorgen dat meer fondsen aan het ongeduldigste²⁰ land geleend worden.²¹ Ze vinden een verandering in de lopende rekening van 0,43 procentpunt voor iedere procentpunt stijging in het relatieve inkomens aandeel van het topprocent.²² Of deze verandering een toename of afname is hangt af van de mate van ongeduld relatief ten opzichte van de wereld.

Omdat stijgende topinkomens van invloed kunnen zijn op de betalingsbalans, zijn zij ook relevant voor de macro-economische stabiliteit.²³ Zo ziet de Europese

¹⁹ Zie ook Dijk et al. (2010) en Bertrand en Morse (2012).

²⁰ De ongeduldigste is het land met de hoogste discontovoet.

²¹ Dit resultaat is wel afhankelijk van het meenemen van de interactie met financiële liberalisatie. Leigh en Posse (2009) doen dat niet en vinden geen verband.

²² Kumhof et al. (2012) behalen dezelfde kwalitatieve resultaten met een model zonder relatieve preferenties, maar met inkomensafhankelijke preferenties voor financiële activa in plaats van fysieke activa.

²³ Er zijn ook studies die via binnenlandse kanalen macro-economische stabiliteit koppelen aan toenemende inkomensongelijkheid. Kumhof en Ranci re (2010) bouwen een algemeen evenwichtsmodel waarin de armen (95% van de bevolking) van de rijken kunnen lenen. Zij laten vervolgens zien dat de ontvankelijkheid voor en de impact van crisissen toeneemt naarmate de inkomens meer geconcentreerd zijn binnen de top. Deze vatbaarheid voor crisissen is overigens ook een belangrijke

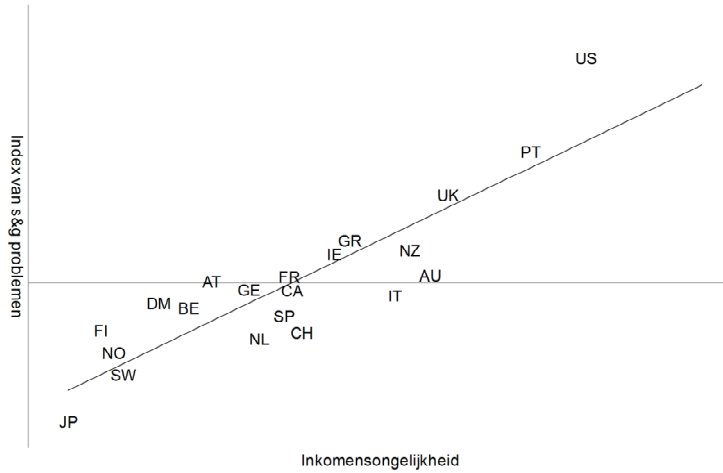
Unie de betalingsbalans als belangrijkste indicator in haar scorebord voor macro-economische stabiliteit (Europese Commissie 2012) en blijkt uit het metaonderzoek naar crisisprevalentie dat de betalingsbalans de meest significante verklarende variabele is (Frankel en Saravelos 2011). Een internationaal vergelijkende panelstudie naar crisisprevalentie van het IMF vindt echter dat inkomensongelijkheid deze functie overneemt (Berg en Ostry 2011). De economische significantie van de resultaten is aanzienlijk: een 10% reductie in inkomensongelijkheid, wat neerkomt met een daling in de Gini-coëfficiënt van 0,40 naar 0,37, zorgt voor een verdubbeling van de lengte van groeiperiodes.²⁴

Meer stress, slechtere gezondheid en minder draagvlak publieke voorzieningen. Volgens de gangbare economische welvaartstheorie geeft een grotere ongelijkheid geen aanleiding voor beleidswijzigingen, zeker zolang de inkomensgroei Pareto-efficiënt is. De praktijk blijkt weerbarstiger: buiten de economische wetenschap zijn er duidelijke empirische aanwijzingen gevonden dat (inkomens-) ongelijkheid samenhangt met een hoger stressniveau en een slechtere gezondheid. Figuur 3, overgenomen uit Pickett en Wilkinson (2009), laat de correlatie zien tussen een index die voor sociale en gezondheidsproblemen codeert en inkomensongelijkheid. Als deze correlatie causaliteit inhoudt, verdienen topinkomens via hun impact op algemene inkomensongelijkheid ook om deze reden meer aandacht van beleidsmakers.

punt in het boek *Fault Lines* van Rajan (2010). Zie Van Theek en Sturn (2012) voor een overzicht van de vraag of ongelijkheid de huidige economische crisis veroorzaakt heeft.

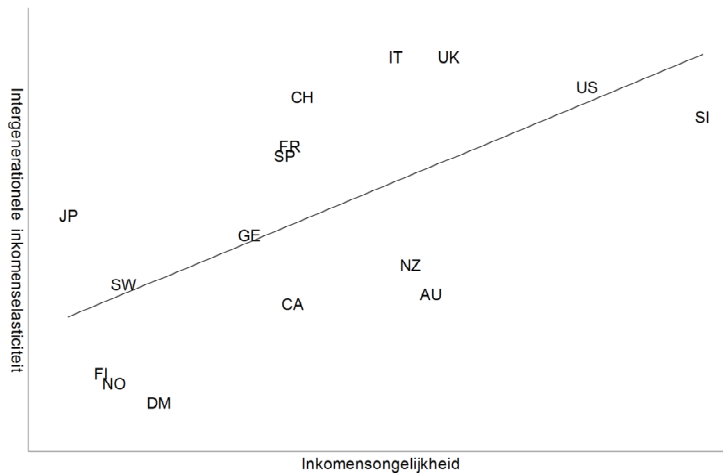
²⁴ Ze vinden overigens geen effect van inkomensongelijkheid op de gemiddelde groei, hetgeen suggereert dat inkomensongelijkheid vooral een hoge verklarende kracht heeft voor de volatiliteit van economische groei.

Figuur 3 Sociale en gezondheidsproblemen en inkomensongelijkheid



Bron: Wilkinson en Pickett (2009).

Figuur 4 Intergenerationele elasticiteit van inkomen en inkomensongelijkheid



Bron: Intergenerationele inkomenselasticiteit via Corak (2013) en inkomensongelijkheid van de Wereldbank.

Een laatste gevolg van topinkomensgroei is dat een schevere inkomensverdeling kan zorgen voor een scheidend evenwicht in de verschaffing van publieke goederen. Als een groep niet meer afhankelijkheid is van publieke voorzieningen als onderwijs, gezondheidszorg en het sociale vangnet, zal zij ook minder bereid zijn hieraan bij te dragen. Het kan dan voordelig zijn lobbyclubs te financieren die pleiten voor minder publieke voorzieningen, lagere belastingen en minder regels.

Het draagvlak binnen een groep voor publieke goederen kan vooral afnemen als de onafhankelijkheid van publieke goederen structureel is. Dit is het geval bij een hoge intergenerationele inkomenselasticiteit. Het inkomen van de ouders wordt meer bepalend voor het eigen inkomen naar mate de inkomensongelijkheid groter is. Figuur 4, overgenomen uit Corak (2013), laat zien dat deze elasticiteit toeneemt met inkomensongelijkheid.

Hoewel de correlatie tussen intergenerationele inkomenselasticiteit en inkomensongelijkheid aandacht verdient, leidt dit niet automatisch tot een scheidend evenwicht in de verschaffing van publieke goederen. Een aantal kanttekeningen is van toepassing.

We hebben in Sectie 2 gezien dat de stijging van inkomen in de top geen geïsoleerd verschijnsel is, maar binnen de hele topdecil plaatsvindt. Dat betekent dat er niet gemakkelijk op basis van inkomen een groep aan te wijzen is die zich van de rest afscheidt. Ook is persistentie van inkomen in de top erg laag. Auten en Gee (2009) en Jenderny (2012) vonden voor de VS en Duitsland dat hoe hoger in de top van de verdeling iemand zit, hoe groter de kans is dat diegene daar maar kort zit. In de VS zit 27 procent van het toppromille in 1996 er nog steeds in 2005. Voor Duitsland is het verblijfspercentage in het toppromille 35 procent tussen 2001 en 2006.²⁵

Als er al een aparte topgroep ontstaat, zal deze zich niet op basis van inkomen, maar op basis van vermogen moeten onderscheiden. Deze topgroep kan over jaren ontstaan als topverdieners meer sparen en hogere rendementen op hun tegoeden behalen. Ook een verlaging van erfbelasting werkt vermogensstijging in de hand. Piketty (2011) geeft een overzicht van de argumenten en een historische analyse voor Frankrijk. In Nederland lijkt dit echter nog niet het geval. De vermogens zijn minder geconcentreerd dan kort na de Eerste Wereldoorlog. De relatie tussen het verblijfspercentage in de topinkomensgroep en de stijging van topvermogens is empirisch echter niet goed onderzocht; hier liggen nog veel mogelijkheden.

Daarnaast kan een toename in de intergenerationele inkomenselasticiteit effect hebben op de herverdelingspreferenties. Er wordt meer waarde gehecht aan herverdeling wanneer mensen inkomensverschillen toeschrijven aan geluk in plaats van aan hard werken (Alesina en Giuliano 2009). Als het toeval, een loterij of het gezin waarin iemand wordt geboren, vooral bepalend blijkt voor iemands toekomstige inkomen, dan genereert een groeiende inkomensongelijkheid op die manier zijn eigen tegenkracht in de vorm van sterkere preferenties voor herverdeling.

5 Conclusies

De groei van topinkomensaandelen is langdurig en wijdverbreid. Het is daarom onwaarschijnlijk dat topinkomensgroei het gevolg is van incidentele veranderingen

²⁵ Deels is dit een statistisch effect, het merendeel voormalige topverdieners komen in de top groep daaronder terecht. Dit betekent echter wel dat voor deze groep een erg hoog inkomen niet gegarandeerd is.

in instituties □ veranderingen die gemakkelijk door politici teruggedraaid zouden kunnen worden. Het ligt meer voor de hand dat fundamentele economische veranderingen er toe leiden dat inkomens aan de top sneller stijgen dan het gemiddelde inkomen.

We hebben vier economische mechanismen geïdentificeerd waarmee de groei van topinkomens verklaard zou kunnen worden. Twee mechanismen gaan over vraag en aanbod op de markt voor topmanagers: toenemende globalisering en toenemende reikwijdte die het gevolg is van ICT-gebruik. Eén mechanisme heeft betrekking op overheidsbeleid: verlaging van het toptarief van de inkomstenbelasting om te profiteren van de hogere marginale productiviteit van topverdieners. Tot slot vinden we een bedrijfsintern mechanisme: verdere scheiding van eigendom en controle.

Dat deze verklaringen voortkomen uit marktoverwegingen, publieke belangen of bedrijfsinterne afwegingen betekent niet dat de stijging van topinkomens neutraal is voor mensen met lagere inkomens. We benoemen in dit artikel drie mogelijke gevolgen. Stijgende topinkomens oefenen druk uit op belastingtarieven en maken belastingontwijking aantrekkelijker. Stijgende topinkomens kunnen bij relatieve preferenties zorgen voor positionele externaliteiten. Hierdoor verdringen positionele goederen (auto's, huizen, sieraden) niet-positionele goederen uit de consumptiebundel en sparen niet-topverdieners minder. Dit laatste zou als macro-economisch gevolg een lagere betalingsbalans kunnen hebben. Wanneer het topinkomensaandeel groot is, zoals in de Verenigde Staten, zorgen stijgende topinkomens voor een substantiële toename in inkomensongelijkheid met mogelijk slechtere sociale en gezondheidsuitkomsten als gevolg.

Tot slot kan er op termijn minder draagvlak ontstaan voor publieke voorzieningen. Omdat er een groot verloop is onder mensen met topinkomens en omdat dat er geen scherpe scheiding tussen topinkomens en niet-topinkomens waarneembaar is, ligt het niet voor de hand dat het draagvlak voor publieke voorzieningen snel zal afnemen. Als topinkomensgroei op termijn leidt tot een toename van vermogensongelijkheid, dan kan het draagvlak voor publiek goederen wel onder druk komen te staan.

Het huidige inkomensaandeel van topverdieners in Nederland is met 1,4 procent bescheiden in vergelijking met andere landen. De groeivoet van dit aandeel is internationaal gezien wel groot en vergelijkbaar met de groeivoet in de Verenigde Staten. Met stijgende topinkomens lijken zowel de baten als de lasten van nivellerende toe te nemen. Topinkomens zullen daarom in de toekomst vaker onderwerp van debat zijn. Hiermee zal de druk op beleidsmakers toenemen om met originele beleidsvoorstellen te komen die de groei van de topinkomens of hun negatieve gevolgen beteugelen.

Auteurs

Jasper Lukkezen (e-mail: J.H.J.Lukkezen@cpb.nl) is onderzoeker bij het Centraal Planbureau en promovendus aan de Universiteit Utrecht. Bas Straathof (e-mail: S.M.Straathof@cpb.nl) is programmaleider ICT en Innovatie bij het Centraal Planbureau. De auteurs willen graag Koen Caminada en twee anonieme referenten bedanken voor commentaar. Alle fouten berusten uiteraard bij de auteurs.

Literatuur

- Acemoglu, D., 2002, Technical change, inequality and the labour market, *Journal of Economic Literature*, vol. 40(1): 7-72.
- Afman, E.R., 2005, Income distribution dynamics in the Netherlands in the 20th century: Long run developments and cyclical properties, AIAS Working Paper 2005-38.
- Afman, E.R. en W. Salverda, 2005, Topinkomensaandelen in de twintigste eeuw, *Economisch Statistische Berichten*, vol. 90(4472): 444-46.
- Al-Hussami, F. en Á. Remesal, 2012, Current account imbalances and income inequality: theory and evidence, Kiel advanced studies Working Paper 459.
- Alvaredo, Facundo, A. B. Atkinson, T. Piketty en E. Saez, 2012, The World Top Incomes Database, <http://g-mond.parisschoolofeconomics.eu/topincomes>.
- Alvarez-Cuadrado, F. en M. El-Attar Vilalta, 2012, Income inequality and saving, IZA Discussion Paper 7083.
- Atkinson, A. B., en T. Piketty (eds), 2007, *Top Incomes over the Twentieth Century: A Contrast between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford and New York: Oxford University Press.
- Atkinson, A. B., and T. Piketty (ed), 2010, *Top Incomes: A Global Perspective*, Oxford and New York: Oxford University Press.
- Atkinson, A. B., T. Piketty, and E. Saez, 2011, Top Incomes in the Long Run of History, *Journal of Economic Literature* 2011, vol. 49(1): 3-71.
- Auten, Gerald en Geoffrey Gee, 2009, Income Mobility in the United States: New Evidence from Income Tax Data, *National Tax Journal*, vol. 57(2): 301-28.
- Bach, S., G. Corneo en V. Steiner, 2009, From bottom to top: The entire income distribution in Germany, 1992-2003, *Review of Income and Wealth*, vol. 55(2): 303-30.
- Bebchuk, L. en J. Fried, 2003, Executive Compensation as an Agency Problem, *Journal of Economic Perspectives*, vol. 17(3): 71-92.
- Berg, A. en J. Ostry, 2011, Inequality and Unsustainable Growth: Two Sides of the Same Coin?, IMF Staff Discussion Note 11/08.
- Bertrand, M. en A. Morse, 2012, Trickle-down consumption, mimeo.
- Brown, P., E. Bulte en X. Zhang, 2011, Positional Spending and Status Seeking in Rural China, *Journal of Development Economics*, vol. 96(1): 139-49.
- Caminada, K., K.P. Goudswaard en C. Wang, 2012, [Disentangling Income Inequality and the Redistributive Effect of Taxes and Transfers in 20 LIS Countries Over Time](#), LIS Working Paper Series 581.
- Corak, M., 2013, Inequality from Generation to Generation: The United States in Comparison, in Robert Rycroft (ed.), *The Economics of Inequality, Poverty, and Discrimination in the 21st Century*, ABC-CLIO.
- Cuñat, V. en M. Guadalupe, 2009, Incentives inside the Firm: The Effect of Foreign Competition, *Journal of Labor Economics*, vol. 27(2): 179-212.
- Diamond, P.A. en J.A. Mirrlees, 1971, Optimal taxation and public production I: Production efficiency, *The American Economic Review*, vol. 61(1): 8-27.
- Duesenberry, J., 1949, *Income, Saving and the Theory of Consumer Behaviour*, Cambridge: Harvard University Press.
- Dijk, O., R. Frank en A. Levine, 2010, Expenditure cascades, mimeo.
- Dynan, K., J. Skinner en S. Zeldes, 2004, Do the Rich Save More?, *Journal of Political Economy*, vol. 112(2): 397-444.
- Europese Commissie, 2012, Scoreboard for the surveillance of macroeconomic imbalances, EC Occasional Papers 92.

- Feenberg, D.R. en J.M. Poterba, 1992, Income inequality and the incomes of very high income taxpayers: Evidence from tax returns, NBER Working Paper 4229.
- Feldstein, M., 1995, The effect of marginal tax rates on taxable income: A panel study of the 1986 Tax Reform Act, *Journal of Political Economy*, vol. 103(3): 551-72.
- Frank, R., 2008, Should public policy respond to positional externalities?, *Journal of Public Economics*, vol. 92(8-9): 1777-86.
- Frankel, J. en G. Saravelos, 2011, Can leading indicators assess country vulnerability? Evidence from the 2008-09 global financial crisis, *Journal of International Economics*, vol. 87(2): 216-31.
- Frydman, C. en R.E. Saks, 2010, Executive Compensation: A New View from a Long-Term Perspective, 1936-2005, *Review of Financial Studies*, vol. 23(5): 2099-2138.
- Gabaix, X. en A. Landier, 2008, Why Has CEO Pay Increased So Much?, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 123(1): 49-100.
- Garicano, L. en E. Rossi-Hansberg, 2006, Organization and Inequality in a Knowledge Economy, *The Quarterly Journal of Economics*, vol. 121(4): 1383-1435.
- Heffetz, O., 2011, A test of conspicuous consumption: visibility and income elasticities, *The Review of Economics and Statistics*, Vol. XCIII(4) 1101-1117.
- Jenderny, Katharina, 2012, Income Mobility of Top Incomes in Germany 2001-2006, mimeo, <http://ineq-glob-2012.sciencesconf.org/conference/ineq-glob-2012/pages/Jenderny.pdf>
- Jong, A. de, en P.G.J. Roosenboom, 2002, De praktijk sinds 1997, Corporate governance in Nederland - de stand van zaken, NCGS, Amsterdam.
- Kumhof, M., C. Lebarz, A. Richter, N. Throckmorton en R. Ranci re, 2012, Income inequality and current account imbalances, IMF Working Paper 12/08.
- Kumhof, M. en R. Ranci re, 2010, Inequality, leverage en crisis, IMF Working Paper 10/268.
- Leigh, A. en A. Posse, 2009, Top incomes and national savings, *Review of Income and Wealth*, vol. 55(1): 57-74.
- Lemieux, T., W.B. Macleod en D. Parent, 2007, Performance pay and wage inequality, NBER Working Paper 13128.
- Luttmer, E.F.P., 2005, Neighbors as Negatives: Relative Earnings and Well-Being, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 120(3): 963-1002.
- Mayer, T., 1960, Distribution of ability and earnings, *Review of Economics and Statistics*, vol. 42(2): 189-195.
- Mayraz, G., G. Wagner, en J. Schupp, 2009, Life Satisfaction and Relative Income: Perceptions and Evidence, IZA Discussion Paper 4390.
- Malmendier, U. en G. Tate, 2009, Superstar CEOs, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 124(4): 1593-1638.
- Murphy, K.J., 1999, Executive compensation, in: O. Ashenfelter en D. Card (eds), *Handbook of Labor Economics*, North Holland, Amsterdam, New York.
- Murphy, K.J. en J. Z boj n k, 2004, CEO Pay and Appointments: A Market-Based Explanation for Recent Trends, *American Economic Review*, vol. 94(2): 192-196.
- OECD, 2008, Growing unequal, Paris.
- OECD, 2011, Divided we stand, Paris.
- Otten, J. en J. van Herwijen, 2008, Bestuurdersbeloning: Ideologie, Symboliek of Instrument van Corporate Governance?, *Ondernemingsrecht* 8; p 290-296.
- Pickett, R. en K. Wilkinson, 2009, *The spirit level. Why equality is better for everyone*, Penguin.
- Piketty, T., 2011, On the Long-Run Evolution of Inheritance □ France 1820-2050, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 126(3): 1071-1131.

- Rajan, R., 2010, *Fault Lines: How Hidden Fractures Still Threaten the World Economy*, Princeton University Press.
- Straathof, S.M., S.P.T. Groot en J.L. Möhlmann, 2010, Hoge bomen in de polder, globalisering en topbeloningen in Nederland, CPB Document 199.
- Salverda, W. en A.B. Atkinson, 2007, Top Incomes in the Netherlands over the Twentieth Century, in: A.B. Atkinson en T. Piketty (eds), *Incomes over the Twentieth Century: A Contrast Between Continental European and English-Speaking Countries*, Oxford University Press, Oxford.
- Terviö, M., 2008, The Difference That CEOs Make: An Assignment Model Approach, *Quarterly Journal of Economics*, vol. 98(3): 642-668.
- Theek, T. van, en S. Sturn, 2012, Income inequality as a cause of the Great Recession? A survey of current debates, ILO, Conditions of Work and Employment Series 39.
- Tinbergen, J., 1977, How to reduce the incomes of the two labour elites?, *European Economic Review*, vol. 10(2): 115-124.
- Rosen, S., 1981, The economics of superstars, *American Economic Review*, vol. 71(5): 845-58.
- Smith, A., 1759, *The Theory of Moral Sentiments*, opgevraagd op 5 maart 2013 van <http://www.econlib.org/library/Smith/smMSCover.html>.
- Veblen, T., 1899, *Theory of the Leisure Class: An Economic Study in the Evolution of Institutions*, New York: Macmillan, 1994.

Inkomensongelijkheid gedurende de levensloop

Marcel Lever en Rob Waaijers

De ongelijkheid van inkomens binnen een jaar is aanzienlijk groter dan die van de gemiddelde inkomens over de levensloop. De Gini-coëfficiënt voor de inkomens op jaarbasis is 0,48; die voor inkomens per levensloopjaar is 0,26. Dit blijkt uit de analyse van een bestand met 100.000 individuele levenslopen, genaamd TRAIL (Transities van Inkomens tijdens de Levensloop), geconstrueerd op basis van paneldata van 1,1 mln personen in de periode 1999-2005. Uitkeringen vanwege werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, bijstand en AOW en de bijbehorende premies of belastingen reduceren de inkomensongelijkheid over de levensloop. De Gini-coëfficiënt van het inkomen over de levensloop vóór herverdeling door sociale zekerheid is 0,33; door sociale zekerheid daalt deze tot 0,26.

1 Inleiding

In Nederland wordt regelmatig onderzoek gedaan naar de inkomensverdeling en het effect van sociale zekerheid op deze verdeling op enig moment in de tijd. Dit geldt in veel mindere mate voor onderzoek naar de inkomensongelijkheid op levensloopbasis. Een uitzondering hierop vormt het onderzoek van Nelissen (1998) en Ter Rele (2007). Een analyse over de levensloop biedt wellicht andere inzichten dan een analyse op enig moment in de tijd. Indien inkomensverschillen een incidenteel karakter hebben, bijvoorbeeld vanwege een korte periode van werkloosheid tussen twee banen in, dan zijn de verschillen op enig moment in de tijd groot, maar zijn ze dat over de levensloop bezien wellicht niet. Evenzo, indien het inkomen gedurende de levensloop een bepaald patroon volgt, bijvoorbeeld stijgt gedurende de loopbaan en weer afneemt bij pensionering, dan zijn de verschillen tussen individuen van verschillende leeftijden op enig moment in de tijd groot, maar dat hoeft over de levensloop bezien niet zo te zijn. Voor verschillende landen zijn inmiddels studies gepubliceerd, waaruit blijkt dat de inkomensongelijkheid over de levensloop bezien kleiner is dan die op enig moment in de tijd; zie Baldini (2002); Aaberge en Mogstad (2012); Bowlus en Robin (2012).

De beperkte beschikbaarheid van onderzoek op levensloopbasis heeft ongetwijfeld te maken met het ontbreken van geschikte data. Op basis van beschikbare databestanden is wel duidelijk hoe hoog het inkomen van individuen op een bepaald moment is. Minder inzicht is er in de ontwikkeling van inkomens en de mate van

ongelijkheid gedurende de levensloop. De afgelopen jaren is er op het CPB onderzoek verricht om in deze lacune te voorzien.¹

Het doel van dit artikel is om een beeld te geven van: de ontwikkeling van de inkomenssamenstelling en van de inkomens gedurende de levensloop, de inkomensongelijkheid per jaar en die over de levensloop en het effect van sociale zekerheid op de inkomensongelijkheid over de levensloop. De analyse is gebaseerd op het databestand TRAIL (Transities van Inkomens tijdens de Levensloop).

De opbouw van dit artikel is als volgt. Sectie 2 beschrijft de databronnen die ten grondslag liggen aan de geconstrueerde levenslopen. Sectie 3 bespreekt de wijze waarop de levenslopen zijn geconstrueerd. Sectie 4 analyseert de ontwikkeling en samenstelling van het inkomen gedurende de levensloop en de mate van inkomensongelijkheid. Sectie 5 bevat de conclusies.

2 Databronnen

Het CBS heeft op verzoek van het CPB een paneldatabestand voor de arbeidsmarkt in 1999-2005 samengesteld door koppeling van gegevens uit meerdere bronnen (zie Tabel 1). Instroom respectievelijk uitstroom bij het resulterende panel is in principe alleen mogelijk door geboorte en immigratie respectievelijk sterfte en emigratie. De variabele opleidingsniveau, die is ontleend aan de EBB, is niet voor de gehele Nederlandse bevolking van 15 jaar en ouder beschikbaar; de andere variabelen wel. Onder de veronderstelling dat het opleidingsniveau van volwassenen niet veel verandert in de tijd, kunnen meerdere golven van de EBB worden benut. Gecombineerd over tien jaar omvat de EBB gegevens voor zo'n 1,1 mln personen.

¹ Een tweede doel van het onderzoek is erop gericht inzicht te verkrijgen in het tijdens de levensloop gewerkte aantal jaren en het gebruik en het netto profijt van sociale zekerheid naar opleiding, geslacht, herkomst en aanwezigheid van kinderen. De resultaten van voorliggend artikel zijn ontleend aan een uitgebreider onderzoek, verschenen als Waaijers en Lever (2013).

Tabel 1 Bronnen paneldatabestand voor de arbeidsmarkt in 1999-2005

Bron	Periode	Soort data	Dekking	Variabelen
Sociaal Statistisch Bestand (SSB)	1999-2005	Paneldata Administratief	Gehele bevolking	Inkomensbronnen Inkomens Arbeidsduur Inkomensduur
Gemeentelijke Basisadministratie (GBA)	1999-2005	Paneldata Administratief	Gehele bevolking	Leeftijd Geslacht Etniciteit Huishoudsituatie
Enquête Beroepsbevolking (EBB)	1996-2005	Cross sectie Enquête	Steekproef	Opleidingsniveau
Centrale Registratie Inschrijvingen Hoger Onderwijs (CRIHO)	1983-2007	Paneldata Administratief	Alle studenten in hoger onderwijs	Inschrijving hoger onderwijs

De variabele inkomensbron is, ingeval er gedurende het jaar meerdere inkomensbronnen zijn, bepaald als de bron die het hoogste inkomen oplevert. De enige uitzondering hierop is dat personen met winst uit onderneming, ongeacht de hoogte van eventueel inkomen uit andere bronnen, als zelfstandigen worden geclassificeerd. Individuen die gedurende een kort deel van het jaar inkomen verwerven, bijvoorbeeld via een vakantiebaan, hebben als belangrijkste inkomensbron loon. Alleen personen die gedurende een heel kalenderjaar geen regulier inkomen (loon, winst, WW, arbeidsongeschiktheid, bijstand of pensioen) ontvangen worden geclassificeerd als 'geen eigen inkomen'. De frequentie van loon is bij meting op basis van de belangrijkste inkomensbron hoger dan op basis van de samenstelling van de inkomens binnen het jaar en in vergelijking met de gebruikelijke jaargemiddelden betreffende de (netto) arbeidsparticipatie. Bij uitkeringen vallen de effecten van afronding tot belangrijkste inkomensbron deels tegen elkaar weg. Uitkering in combinatie met loon leidt tot een onderschatting van het beroep op uitkeringen, omdat het loon meestal hoger is dan de uitkering. Uitkering in combinatie met geen eigen inkomen leidt tot een overschatting van het gebruik van sociale zekerheid, want ook bij een kortdurende uitkering is de uitkering dan de belangrijkste inkomensbron in het jaar.

De inkomensduur, uitgedrukt in aantal weken per jaar, geeft de lengte van de periode aan waarin het inkomen verworven is. Voor werknemers is daarnaast de deeltijdfactor van de baan (of van de banen gezamenlijk) bekend; gecombineerd met de duur van de baan in weken per jaar resulteert een deeltijdfactor op jaarbasis. Voor zelfstandigen is de omvang van de arbeidsduur onbekend. Er is alleen bekend of het aantal gewerkte uren wel of niet voldoende is (minstens 1225 uren per jaar) om in aanmerking te komen voor zelfstandigenaftrek.

3 Constructie levenslopen

Bij voorkeur zouden we beschikken over een databestand met inkomens en inkomensbronnen gedurende de levensloop, uitgaande van de actuele situatie ten aanzien van bijvoorbeeld de arbeidsparticipatie van vrouwen, het opleidingsniveau van de beroepsbevolking en het stelsel van belastingen en sociale zekerheid. Zo'n bestand bestaat niet en kan hooguit benaderd worden. Teneinde goed aan te sluiten bij de actuele situatie verdient het de voorkeur uit te gaan van waarnemingen gedurende een recente, korte periode. Echter, teneinde een goed beeld te krijgen van de ontwikkeling en de samenstelling van het inkomen gedurende de levensloop verdient het de voorkeur om gebruik te maken van waarnemingen gedurende een langere periode. Gezien de tegengestelde belangen is een compromis onvermijdelijk. In dit onderzoek wordt de ontwikkeling van het inkomen en de inkomenssamenstelling van individuen gedurende de levensloop geconstrueerd op basis van paneldata gedurende een periode van zeven jaar (1999-2005).

Er zijn verschillende methoden om op basis van paneldata voor een beperkte periode een ontwikkeling gedurende een volledige levensloop te construeren. Eén methode is om op basis van de beschikbare data een Markov-matrix van overgangskansen tussen verschillende toestanden (bijvoorbeeld inkomensbronnen) te schatten en vervolgens via kanstrekking levenslopen te simuleren. Deze methode is bijvoorbeeld toegepast in een onderzoek door SEOR naar het gebruik van sociale regelingen, uitgaande van paneldata voor 1989-2000 (De Koning et al. 2006). Deze aanpak lijkt minder geschikt voor deze studie waarin niet alleen de inkomensbron, maar ook de hoogte van het inkomen centraal staat. Zelfs bij een tamelijk grofmazige indeling in inkomensklassen zou het aantal onderscheiden toestanden (inkomensbronnen maal inkomensklassen) behoorlijk oplopen, waardoor het aantal te schatten parameters in de matrix van overgangskansen erg groot wordt en de schattingen zeer onzeker worden.

In deze studie worden levenslopen van inkomensbron en inkomen geconstrueerd door het combineren van data van inkomens van verschillende, min of meer vergelijkbare, personen in verschillende fasen van hun leven. Deze aanpak staat bekend onder de naam 'nearest neighbour resampling principle', en is eerder toegepast door Bovenberg et al. (2006) en door Wong (2012). Een voordeel van deze aanpak is dat het mogelijk is om veel toestanden te onderscheiden. Voor het realiteitsgehalte van de geconstrueerde levenslopen is van belang dat de individuen waarvan gegevens worden gecombineerd goed vergelijkbaar zijn.

In de voorliggende studie worden alle individuen van dezelfde leeftijd ingedeeld naar:

- geslacht (man, vrouw);
- vier opleidingsniveaus (vmbo en lager, havo/vwo/mbo, hbo en wo);
- zeven belangrijkste inkomensbronnen (loon, winst, WW, AO, bijstand, pensioen en geen eigen inkomen);
- drie inkomensklassen (tertielen);

- vijf huishoudsituaties (kind, alleenstaand, alleenstaand met kind, paar zonder kinderen en paar met kinderen);
- twee soorten afkomst (autochtoon of westerse allochtoon en niet-westerse allochtoon).

Bij de niet-westerse allochtonen zijn slechts twee opleidingsniveaus, vier inkomensbronnen en drie huishoudsituaties onderscheiden, teneinde uitval door het ontbreken van koppelingspartners te reduceren. De autochtonen en westerse allochtonen zijn ingedeeld in 840 groepen, de niet-westerse allochtonen in 144 groepen; in totaal dus 988 groepen.

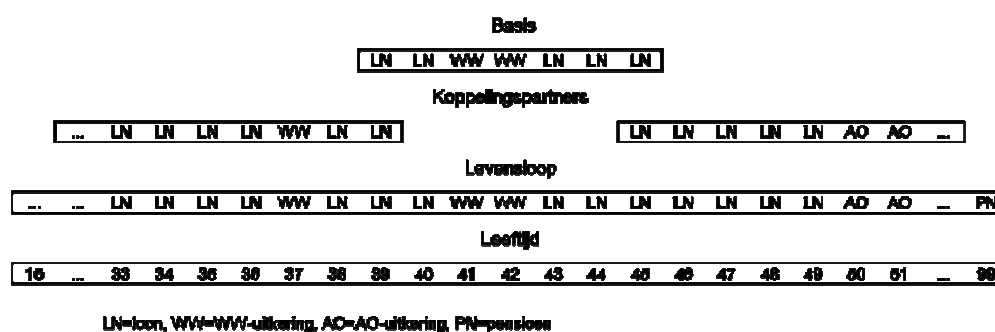
In deze studie koppelen we dus gegevens van werknemers aan die van andere werknemers en van werklozen aan die van andere werklozen, etcetera. Het gebruik van de sociaaleconomische positie (inkomensbron) in het koppelingsproces, een vernieuwing ten opzichte van Bovenberg et al. (2006) is om twee redenen van belang. Ten eerste is de inkomensbron een belangrijke determinant van het inkomen. Ten tweede beoogt deze studie een databestand op te leveren dat bruikbaar is voor onderzoek naar de gevolgen van eventuele veranderingen in de sociale zekerheid, zoals een beperking van de uitkeringsduur gedurende de levensloop tot bijvoorbeeld maximaal vijf jaar of de koppeling van de AOW-opbouw aan het arbeidsverleden. De eis dat koppelingspartners in het koppelingsjaar dezelfde bron van inkomen hebben beperkt mogelijke vertekening van de cumulatieve duur van inkomensbronnen gedurende de levensloop door de koppeling.

Het gebruik van inkomen in het koppelingsproces draagt bij aan de vergelijkbaarheid van de partners, waarvan de stukjes levensloop worden gecombineerd. Het inkomen wordt immers mede bepaald door de hoeveelheid menselijk kapitaal. Het loon weerspiegelt namelijk ook de invloed van niet waargenomen kenmerken, zoals ambitie, sociale vaardigheden en beheersing van de Nederlandse taal en de hoeveelheid werkervaring. De levensloop van een individu met een loon dat relatief hoog/laag is gezien leeftijd, geslacht, opleiding en herkomst wordt zodoende verlengd met een stukje levensloop van iemand die dat ook heeft. Het gebruik van inkomen in het koppelingsproces bevordert dat verschillen tussen mensen met meer en minder succesvolle loopbanen blijft bestaan. Uit eerder onderzoek blijkt bijvoorbeeld dat gebruik van sociale zekerheid op jonge leeftijd leidt tot een verhoogde kans op gebruik van sociale zekerheid op latere leeftijd. Het is aannemelijk dat langdurig of frequent gebruik van sociale zekerheid schadelijk is voor de hoeveelheid menselijk kapitaal en de onderhandelingspositie van de (aanstaande) werknemer bij het vinden van een baan. Een loon dat relatief hoog of laag is in verhouding tot wat gebruikelijk is voor iemand met de betreffende opleiding, leeftijd, geslacht en herkomst geeft zodoende informatie over iemands employability en kans op toekomstig gebruik van sociale zekerheid. Door de hoogte van het loon mee te nemen in het koppelingsproces, zal samenhang tussen vroeger en later uitkeringsgebruik naar verwachting blijven bestaan, ondanks dat dit in het koppelingsproces niet expliciet een rol speelt.

De levenslopen van inkomensbronnen en inkomens worden geconstrueerd uitgaande van individuen die in 1999 39 tot en met 44 jaar zijn. De andere leeftijdsgroepen worden gebruikt als koppelpartners. Individuen die in 1999 39 jaar zijn, zijn aan het eind van de waarnemingsperiode, in 2005, 45 jaar. De reeks wordt voor de leeftijd 33 tot en met 38 jaar aangevuld met gegevens van een individu dat in 2005 39 was en voor de leeftijd 46 tot en met 51 jaar met gegevens van een individu dat in 1999 45 jaar oud was. Dit proces gaat door tot de levensloop volledig is, vanaf 15 jaar tot overlijden of emigratie. Voor de constructie een volledige levensloop worden gegevens van maximaal 15 personen gebruikt.

De partners hebben op de leeftijd waarop gekoppeld wordt dezelfde kenmerken qua leeftijd, geslacht, opleidingsniveau, belangrijkste inkomensbron, inkomensklasse, huishoudsituatie en herkomst. De koppeling van inkomensbronnen gedurende de levensloop is geïllustreerd in Figuur 1. De kenmerken geslacht, opleiding (na afronding van de studie) en herkomst blijven bij veronderstelling gedurende de gehele levensloop hetzelfde. De leeftijd neemt uiteraard ieder jaar toe. De kenmerken inkomensbron en huishoudsituatie kunnen gedurende de waarnemingsperioden van steeds zeven jaar veranderen.

Figuur 1 Koppeling van inkomensbronnen gedurende de levensloop



Koppeling van inkomens en deeltijdfactoren. In deze studie zijn geen verwachte, maar waargenomen inkomens gekoppeld. Verschillen in inkomens kunnen slechts voor een beperkt deel verklaard worden door waargenomen kenmerken. Gebruik van geschatte in plaats van waargenomen inkomens leidt daarom tot een verlies aan informatie. Bovendien bevatten de inkomensdata in deze studie waarschijnlijk niet al te veel ruis, aangezien het om door de fiscus gecontroleerde administratieve gegevens gaat. Aangezien het nadeel van verlies aan informatie zwaarder weegt dan het nadeel van mogelijke waarnemingsfouten zijn geen verwachte, maar waargenomen inkomens gekoppeld.

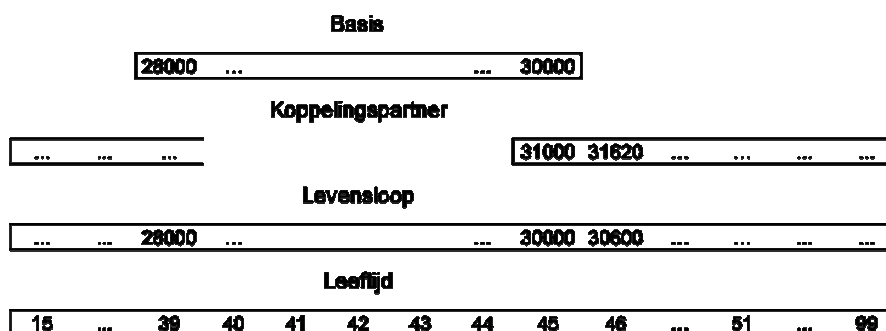
De koppelpartners zijn zodanig gekozen dat de inkomens en de inkomensduur in het koppelingsjaar zoveel mogelijk overeen komen. Hiertoe is een afstands-

functie gedefinieerd, die meet hoeveel de inkomens en de inkomensduur van de potentiële koppelingspartners (i, j) van elkaar verschillen: $L=[(y_i-y_j)^2+(w_i-w_j)^2]^{1/2}$, waarbij y het (geschaalde) weekinkomen en w het aantal weken inkomen. Binnen de klasse van potentiële koppelingspartners (qua leeftijd, geslacht, opleiding, herkomst, inkomensbron, inkomenstertiel en huishoudsituatie) wordt per receptorrecord een donorecord gezocht met de kleinste afstand.

Alle inkomens zijn uitgedrukt in euro's van 2005. De inkomens uit eerdere jaren zijn opgehoogd met de stijging van de cao-lonen tussen het waarnemingsjaar en 2005. Verschillen in inkomensniveau en arbeidsduur tussen koppelingspartners zijn geëlimineerd, door de niveaus in het koppelingsjaar aan elkaar gelijk te stellen en alleen de relatieve mutaties te gebruiken in de constructie van de levensloop. Stel de partner uit het centrale cohort verdient op 45-jarige leeftijd 30 000 euro. De koppelingspartner verdient op 45-jarige leeftijd 31 000 euro en op 46-jarige leeftijd 31 620 euro, een inkomensstijging van 2%. In de gekoppelde levensloop stijgt het inkomen dan van 30 000 euro op 45-jarige leeftijd naar 30 600 euro op 46-jarige leeftijd; zie Figuur 2.

De aanvullende ouderdomspensioenen in de gekoppelde levenslopen zijn bepaald op basis van het eerdere arbeidsverleden uit de levensloop, conform het middelloonstelsel met een opbouwpercentage van 2% per arbeidsjaar. De hoogte van het aanvullende pensioen is immers afhankelijk van het looninkomen gedurende het gehele arbeidsverleden, niet alleen van het looninkomen kort voor pensionering. Bij de andere inkomensbronnen is alleen het recente arbeidsverleden van belang. De nabestaandenpensioenen zijn, net als de inkomens uit de andere bronnen, ontleend aan het paneldatabestand van het CBS.

Figuur 2 Koppeling van inkomens gedurende de levensloop



Levenslopen geen afspiegeling van huidige bevolking. De resulterende levenslopen zijn vooral representatief voor individuen in de centrale cohorten, namelijk individuen die in 1999 39 tot en met 44 jaar waren. Jongere en oudere cohorten hebben andere kenmerken (opleidingsniveau) en andere preferenties (arbeidsaanbod).

In de gekoppelde levenslopen zijn deze verschillen tussen cohorten grotendeels geëlimineerd. In 2005 waren de arbeidsparticipatie van vrouwen en het opleidingsniveau hoger dan in 1999. De kenmerken in 2005 bepalen van welke individuen de gegevens in 1999 in aanmerking komen voor koppeling. In de gekoppelde levenslopen liggen het opleidingsniveau en de arbeidsparticipatie van vrouwen bij leeftijden boven 45 jaar daarom hoger dan in het oorspronkelijke databestand. De cohortheffecten zijn zo grotendeels geëlimineerd; de effecten van leeftijd op bijvoorbeeld arbeidsparticipatie blijven intact. In het bestand met complete levenslopen zijn bovendien alle leeftijdscohorten (inclusief personen die zijn geëmigreerd of overleden) even groot, terwijl dat in werkelijkheid niet zo is. Door te corrigeren voor cohortheffecten en gelijkschakeling van de omvang van de leeftijdscohorten zullen de gemiddelde waarden (bijvoorbeeld opleidingsniveau, arbeidsparticipatie en inkomen) over de gekoppelde levenslopen niet gelijk zijn aan de gemiddelden over de Nederlandse bevolking.

Inherent aan de gebruikte methodiek is dat de resulterende levenslopen de instituties en het verloop van de conjunctuur uit de waarnemingsperiode reflecteren. Het gebruikte bestand aan paneldata bevat nagenoeg een volledige conjunctuurencyclus, maar de werkloosheid was in 2005 nog wel wat hoger dan in 1999. Verder is de wetgeving op het terrein van sociale zekerheid aangescherpt, teneinde de instroom in sociale zekerheid te verminderen en de uitstroom te bevorderen. Dit betreft de invoering van een sollicitatieplicht voor uitkeringsgerechtigden van 57½ jaar of ouder die nog een reële kans op de arbeidsmarkt hebben, de Wet Werk en Bijstand, afschaffing vervolguiteringen WW ouderen, Wet Poortwachter en de Wet Loondoorbetaling bij ziekte. Het opwaartse effect vanuit de conjunctuur en het neerwaartse effect vanuit de aanscherping van de regels compenseren elkaar deels, waardoor het totale beroep op sociale zekerheid in 1999 en 2005 niet zoveel van elkaar verschilt. Toch is het denkbaar dat door verschillen in conjunctuur en instituties personen met een uitkering in 1999 wat andere ongeobserveerde kenmerken hebben dan de personen die in 2005 een uitkering ontvingen. In de koppeling, waarin stukjes levensloop die eindigen in 2005 worden verlengd met stukjes die beginnen in 1999, worden eventuele verschillen in ongeobserveerde kenmerken genegeerd.

De arbeidsparticipatie en het beroep op sociale zekerheid zijn niet geheel representatief voor de actuele situatie, als gevolg van beleidswijzigingen die rond het einde van de waarnemingsperiode of daarna zijn genomen. Sinds oktober 2006 bedraagt de WW-uitkering in de eerste twee maanden 75%, daarna 70% van het laatstverdiende loon; de maximale WW-duur is verkort van 5 jaar naar 38 maanden. In januari 2006 is de wet Werk en Inkomen naar Arbeidsvermogen (WIA) ingevoerd. Volledig en duurzaam arbeidsongeschikten kregen op grond van de IVA een uitkering van 70% van het laatstverdiende loon. Gedeeltelijk arbeidsongeschikten die hun verdien capaciteit voor meer dan 50% benutten ontvangen op grond van de WGA een uitkering van 70% van het laatstverdiende loon over het arbeidsongeschiktheidsdeel; gedeeltelijk arbeidsongeschikten die hun verdien capaciteit voor minder dan 50% benutten of werkloos zijn ontvangen een uitkering over het ar-

beidsongeschiktheidsdeel van 70% WML. Het WGA-gat is mogelijk deels gerepareerd via aanvullende verzekeringen. In juli 2007 is de uitkering voor volledig arbeidsongeschikten in WAO/WIA/Wajong verhoogd van 70% naar 75%. Sinds 2006 zijn regelingen voor VUT en prepensioen versoberd en is de gemiddelde uit-treedleeftijd gestegen.

Resultaten van koppeling. Indien er meer receptorrecords zijn dan potentiële donorrecords, wordt herhaald gebruik van donorrecords toegestaan. In verreweg de meeste gevallen is het voldoende als de donorrecords één tot drie maal gebruikt worden. Teneinde te voorkomen dat teveel levenslopen (gedeeltelijk) identiek worden en mogelijk minder representatief worden voor de Nederlandse bevolking worden de donorrecords niet meer dan zeven maal gebruikt. Indien een donorrecord het maximale aantal keer is gebruikt in een koppeling, wordt het geblokkeerd zodat het niet meer voor koppeling in aanmerking komt.

Vanwege het grote aantal kenmerken waar iemand aan moet voldoen, lukt het soms niet om een koppelpartner te vinden. Dit gebeurt met name bij zeldzame kenmerken (zeer hoge leeftijd) of combinaties van kenmerken (een academicus met een AO-uitkering). Onvolledige levenslopen ontstaan doordat op zeker moment geen donorrecord beschikbaar is of dat voor alle potentiële donorrecords het maximale aantal van zeven kopieën is bereikt. In dat geval kan de levensloop niet meer naar oudere of jongere leeftijden worden uitgebreid. Vanaf 65 jarige leeftijd is er weinig verschil tussen donoren met dezelfde koppelingskenmerken (afgezien van het van latere koppelingskenmerken onafhankelijke aanvullend pensioen dat op basis van het arbeidsverleden □ dus op basis van eerdere koppelingen □ is berekend). Voor 93% van het uiteindelijke bestand voldeed de restrictie van maximaal 7 koppelingen. Om onnodige uitval tegen te gaan en extra levenslopen met langere levensduur te verkrijgen is voor de onvolledige levenslopen van 65 jaar en ouder een deel van de eerdere koppelingen opnieuw gebruikt (gemiddeld bedraagt het aantal koppelingen 2,9).

Het paneldatabestand bevat gegevens van 1,1 mln personen, waarvan 120.170 in 1999 met een leeftijd van 39 tot en met 44 jaar. Voor 112.466 personen in 1999 met een leeftijd van 39 tot en met 44 jaar zijn alle gegevens beschikbaar; zij vormen de basis voor de constructie van de levenslopen. De koppeling heeft geresulteerd in 98.555 volledige levenslopen van 15 tot en met 64 jaar. De verlenging van de levenslopen tot overlijden of emigratie resulteerde in 95.817 volledige levenslopen. In een deel van de gevallen is het wegens het ontbreken van een geschikte koppelpartner dus niet gelukt de levensloop van 15 tot en met 64 jaar of tot levenseinde te completeren. De uitval is enigszins selectief. Bij vrouwen, niet-westerse allochtonen, hoger opgeleiden, paren zonder kinderen, alleenstaanden, alleenstaande ouders en werklozen is de uitval bij de constructie van de synthetische levenslopen iets bovengemiddeld. De representativiteit van de levenslopen is verbeterd door weging (zie Waaijers, 2006). De individuele records zijn zodanig herwogen, dat de kenmerken geslacht, herkomst, opleiding, huishoudsituatie en inkomensbron van 39- t/m 44-jarigen in 2005 overeenstemmen met die in de brondata.

De weegfactoren corrigeren voor ongelijke trekkingskansen in de steekproef en voor een minder goede respons van bepaalde groepen bij de EBB en voor uitval tijdens de constructie van de synthetische levenslopen.

Tabel 2 Beschikbaar aantal records in het CBS-panel en in de geconstrueerde levenslopen

Beschrijving	Aantal records
Personen van 39 tot en met 44 jaar in 1999 in CBS-panel	120.170
Idem, waarvoor alle gegevens beschikbaar	112.466
Volledige levenslopen van 15 tot en met 64 jaar	98.555
Volledige levenslopen van 15 jaar tot overlijden of emigratie	95.817

De effecten van koppelen zijn in beeld gebracht door de duur van de uitkeringen inzake werkloosheid, arbeidsongeschiktheid en bijstand en de omvang van de inkomensmutaties in een periode van zeven jaar in het gekoppelde bestand te vergelijken met die in oorspronkelijke data. Deze hoeven niet exact overeen te komen, aangezien de gekoppelde levenslopen bijvoorbeeld op hoge (lage) leeftijden een hoger (lager) opleidingsniveau en een hogere (lagere) arbeidsparticipatie kennen dan de oorspronkelijke data, maar het geeft wel een indicatie of de koppeling veel effect heeft hierop. De gemiddelde cumulatieve duur van de uitkeringen tezamen in het gekoppelde bestand is 3,56 jaar (na weging); in de oorspronkelijke data is dit 3,69 jaar. Ook de standaardafwijking van de cumulatieve uitkeringsduur en de frequentie van uitkeringen binnen de perioden van zeven jaar verschillen weinig tussen de gekoppelde en de oorspronkelijke data.² De standaardafwijking van de inkomensverhouding tussen het eerste en het zevende jaar (1,2346 in de gekoppelde data tegenover 1,2314 in de oorspronkelijke data) verschilt ook weinig. Er zijn geen aanwijzingen dat de koppeling leidt tot grote vertekening in het gebruik van sociale zekerheid of in de heterogeniteit van de inkomensontwikkeling.

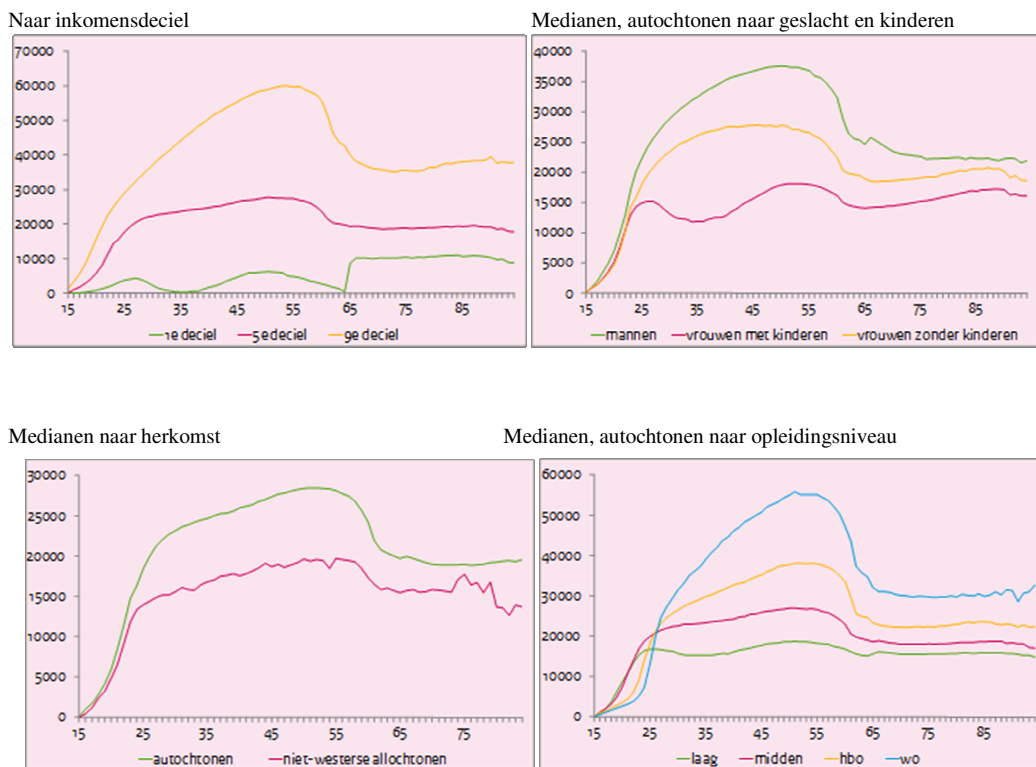
4 Inkomen gedurende de levensloop

Totaal inkomen naar leeftijd, geslacht, herkomst en opleiding. Figuur 3 geeft een indruk van de bandbreedte van de totale fiscale inkomens gedurende de levensloop op individueel niveau. Het inkomen van het eerste deciel is nagenoeg nul, omdat de betreffende personen gedurende bijna geen enkele week per jaar inkomen genieten. Het inkomen van het vijfde respectievelijk het negende deciel stijgt tot een leeftijd van ongeveer 55 jaar naar bijna 30 000 respectievelijk ruim 60 000 eu-

² De frequentie van meermalige uitkeringen in het gekoppelde bestand TRAIL verschilt ook weinig van die in het IPO-panel, dat een periode van twaalf jaar omvat; zie de SEOR-studie van J. de Koning, e.a. 2006. De gevonden frequentie van meermalige uitkeringen is als volgt: voor WW 45% (TRAIL 43%), AO 18% (TRAIL 23%), Bijstand 33% (TRAIL 23%), WW+AO+Bijstand+VUT 49% (TRAIL exclusief VUT 54%).

ro en neemt daarna licht af. De betreffende personen ontvangen wel gedurende (nagenoeg) het gehele jaar inkomen. Rond 65 jaar daalt het fiscale inkomen, met name bij mannen en bij hoger opgeleiden, doordat zij stoppen met werken. Bij vrouwen die kinderen hebben gehad stijgt het inkomen na 65 jaar, doordat zij voor 65 jaar meestal in deeltijd werken en na 65 jaar of later dikwijls in aanmerking komen voor nabestaandenpensioenen.

Figuur 3 Inkomen gedurende de levensloop, in euro per jaar



Mannen hebben in doorsnee een hoger inkomen dan vrouwen en vrouwen zonder kinderen hoger dan vrouwen met kinderen. Dit verschil is in ieder geval deels te verklaren doordat mannen gemiddeld meer werken dan vrouwen en vrouwen zonder kinderen gemiddeld meer dan vrouwen met kinderen. Ook Van den Brakel en Moonen (2013) vinden een groot inkomensverschil tussen werkende ouders wegens lange arbeidsduren voor vaders en korte voor moeders; de inkomensverschillen tussen mannelijke en vrouwelijke alleenstaanden zijn veel kleiner. Vrouwen zonder kinderen zijn gemiddeld hoger opgeleid dan vrouwen met kinderen en verdienen hierdoor meer.

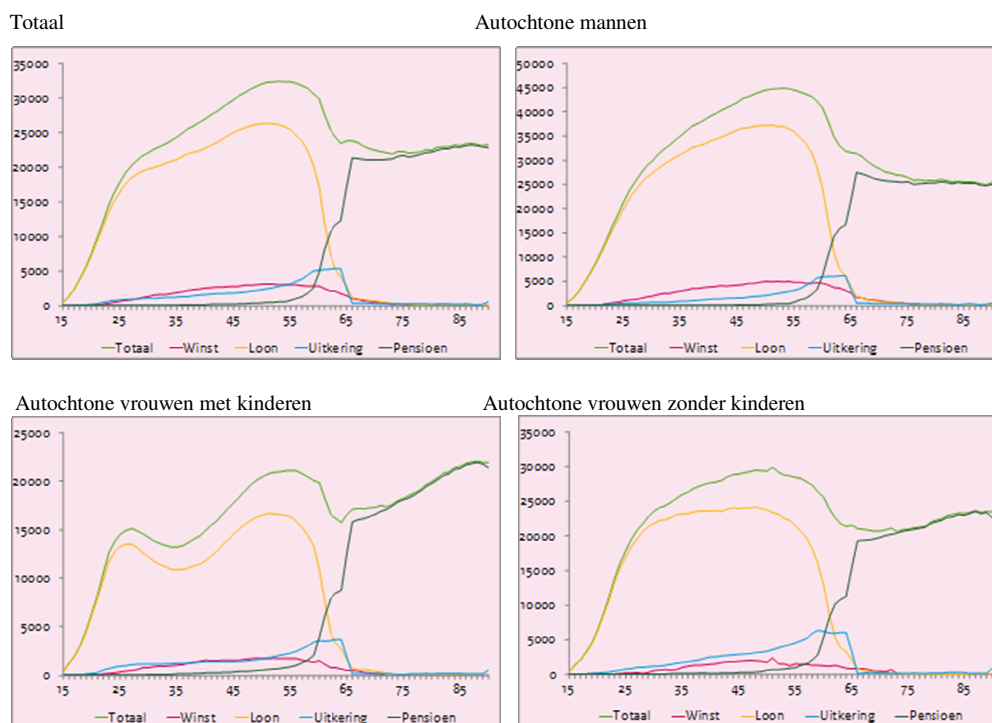
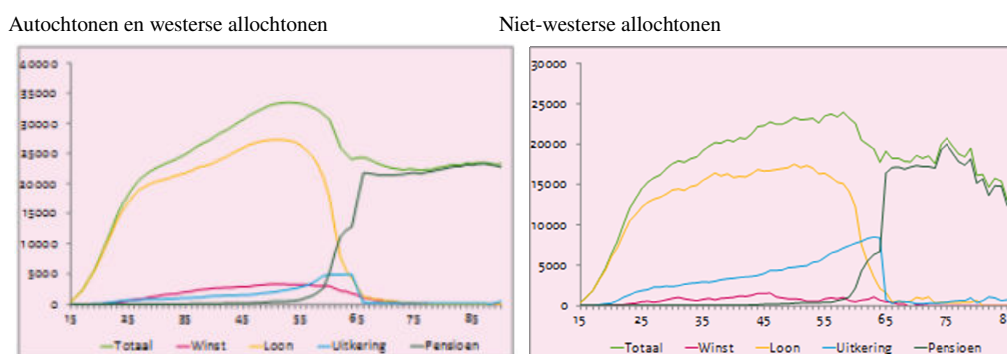
Niet-westerse allochtonen hebben gemiddeld een lager inkomen dan autochtonen en westerse allochtonen. Dit is deels te verklaren door een gemiddeld lager opleidingsniveau en een relatief hoog beroep op sociale zekerheid. Het hoge beroep van niet-westerse allochtonen spoort met de bevindingen van eerder onderzoek.

Boerdam (2003) concludeert dat, uitgaande van een vergelijkbare leeftijdsopbouw bij niet-westerse allochtonen en de gehele bevolking, het aandeel 15- tot en met 64-jarigen met een uitkering bijna 2,5 maal zo hoog is als dat onder autochtonen. Meer recent concludeert CBS (2010) dat het werkloosheidspercentage onder niet-westerse allochtonen een factor drie hoger ligt dan dat van autochtonen; dit betreft overigens het zoeken naar werk en valt niet noodzakelijk samen met het beroep op WW of bijstand. Het beroep van niet-westerse allochtonen op de bijstand is afgelopen jaren wel gedaald (zie CBS, 2012).

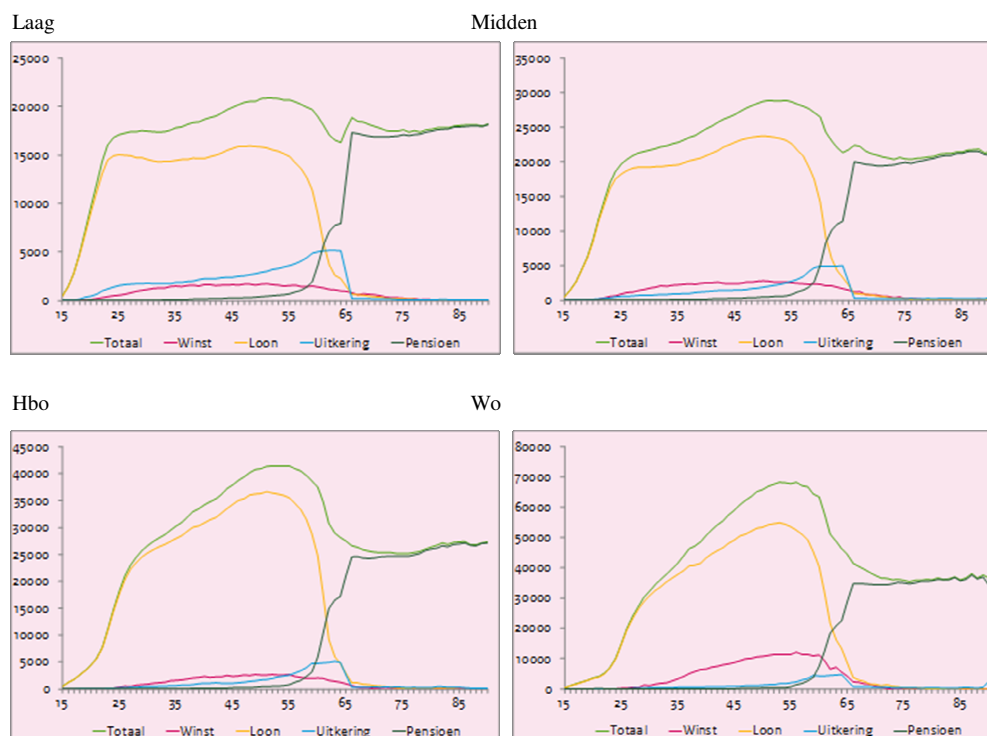
Tussen 15 en 25 jaar hebben lager en middelbaar opgeleiden meestal een hoger inkomen dan (toekomstige) hoger opgeleiden, doordat lager opgeleiden meer werken. Boven de 25 jaar hebben hoogopgeleiden meestal een hoger inkomen.

Inkomenssamenstelling. Het gemiddelde inkomen bestaat tot de leeftijd van 55 jaar vooral uit looninkomen; na 65 jaar is dit vooral pensioen (inclusief AOW). Tussen 55 en 65 jaar is een overgangsfase, waarin naast loon en pensioen ook uitkeringen een relatief groot aandeel hebben. Winst en uitkeringen zijn gemiddeld nogal laag, omdat relatief weinig mensen inkomen uit deze bronnen hebben (zie Figuur 4). De daling van het gemiddelde pensioen aan het eind van de levensloop is het gevolg van het toenemende aandeel van pensioenen die door overlijden gedurende het jaar worden beëindigd en op jaarbasis gemiddeld de helft bedragen van die van het jaar daarvoor.³ Het stijgende pensioenverloop bij vrouwen ontstaat doordat bij het toenemen van de leeftijd een toenemend aantal partners is overleden, waardoor de individuele AOW-uitkering toeneemt en recht ontstaat op nabestaandenpensioen.

³ Aangezien het laatste levensjaar in het algemeen geen volledig jaar is, zou men er ook voor kunnen kiezen om dit jaar buiten beschouwing te laten. Het effect hiervan op het inkomen gedurende de levensloop is echter niet groot. Merk op dat ook in eerdere fases van het leven mensen soms maar een gedeelte van het jaar inkomen verwerven, zoals schoolverlaters die rond de zomer toetreden tot de arbeidsmarkt.

Figuur 4 Opbouw gemiddelde inkomen naar bron, etniciteit, geslacht, met/zonder kinderen**Figuur 5** Opbouw gemiddelde inkomen naar bron, naar herkomst

Bij vrouwen met kinderen en bij laagopgeleiden is het inkomen vanaf 65 jaar ongeveer even hoog of zelfs hoger dan daarvoor. Bij autochtone mannen, autochtone vrouwen zonder kinderen (Figuur 4) en bij hoogopgeleiden (Figuur 6) is het fiscale inkomen vanaf 65 jaar gemiddeld veel lager dan daarvoor. Het verschil in netto inkomen is waarschijnlijk veel kleiner, omdat vanaf 65 jaar geen AOW-premie verschuldigd is. Bij niet-westerse allochtonen is vooral tussen 55 en 65 jaar het inkomen uit sociale zekerheid gemiddeld opvallend hoog (Figuur 5).

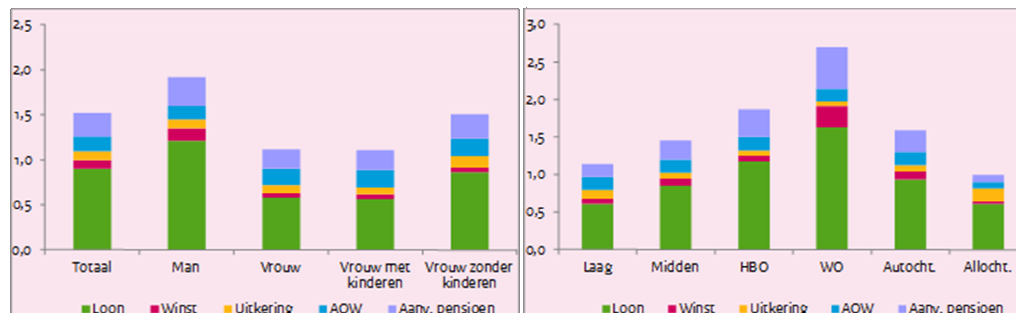
Figuur 6 Opbouw gemiddelde inkomen naar bron, autochtonen naar opleidingsniveau

Levenslooppinkomen. Het totale fiscale inkomen gedurende de levensloop bedraagt gemiddeld 1,5 mln euro (inkomensniveau van 2005). Het levensinkomen loopt uiteen van 1,1 mln euro voor laagopgeleiden tot 2,6 mln euro voor hoogopgeleiden; zie Figuur 7. Vrouwen ontvangen gedurende de levensloop relatief veel inkomen uit AOW en pensioen (0,4 mln euro) in vergelijking tot hun looninkomen (0,6 mln euro). Niet-westerse allochtonen ontvangen relatief veel inkomen uit sociale zekerheid voor 65 jaar, maar relatief weinig AOW. Dit komt deels door onvolledige AOW-opbouw, maar vooral door het relatief hoge aandeel van emigratie of overlijden bij niet-westerse allochtonen. De emigratie boven 65 jaar is bij niet-westerse allochtonen hoger dan bij autochtonen en westerse allochtonen. De totale AOW over de levensloop bij niet-westerse allochtonen is enigszins neerwaarts vertekend, doordat ontvangst van AOW in het buitenland niet wordt waargenomen.

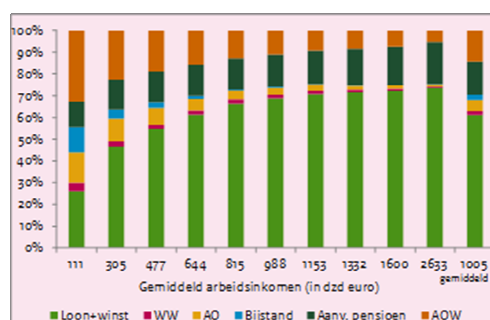
Figuur 7 Levensloopinkomen, in mln euro

Naar geslacht en met/zonder kinderen (autochtonen)

Naar opleidingsniveau (autochtonen) en herkomst



De samenstelling van het levensloopinkomen verschilt duidelijk voor mensen met lage en hoge inkomens uit arbeid gedurende de levensloop; zie Figuur 8. Personen in de laagste decielen van het arbeidsinkomen ontvangen relatief veel WW, AO, bijstand en AOW; personen in de hoogste decielen van het arbeidsinkomen ontvangen, uitgaande van de institutionele arrangementen in de periode 1999-2005 relatief weinig van deze uitkeringen.

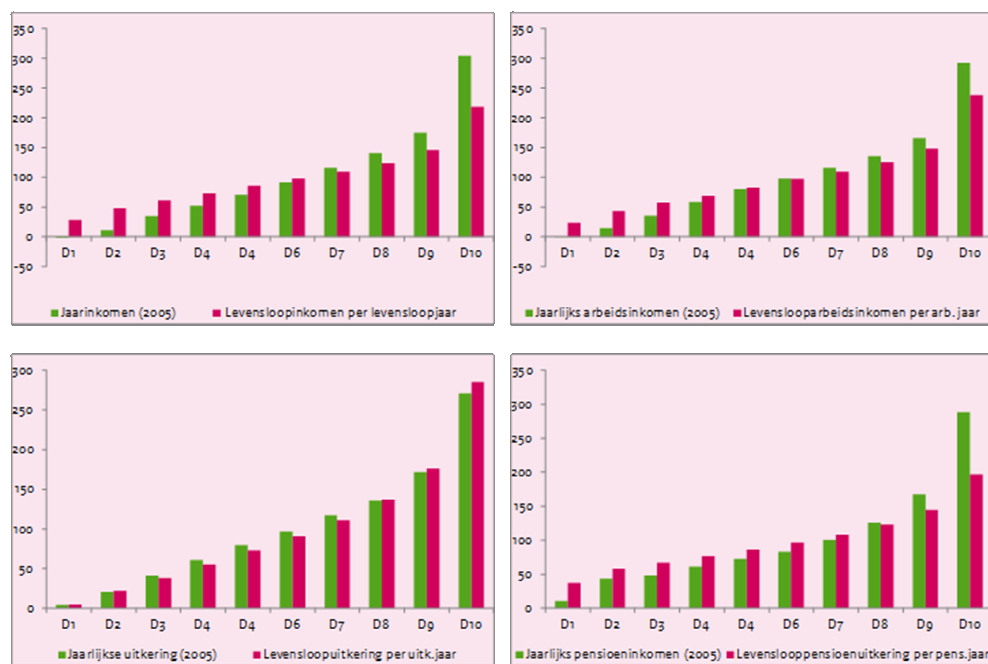
Figuur 8 Samenstelling individueel levensloopinkomen per decielklasse arbeidsinkomen

Inkomensongelijkheid. De ongelijkheid van de inkomens binnen een jaar is groter dan die van de gemiddelde levensloopinkomens per levensloopjaar. Het verschil betreft vooral de laagste twee decielen en het hoogste deciel (Figuur 9). Het eerste deciel heeft over 2005 gemiddeld een licht negatief inkomen, het hoogste deciel verdient gemiddeld ruim driemaal het gemiddelde fiscale inkomen (22.300 euro in 2005). Gemiddeld over de levensloop heeft het eerste deciel een inkomen van bijna 30% van het gemiddelde en het hoogste deciel ruim tweemaal het gemiddelde inkomen per levensloopjaar (23.000 euro in euro's 2005). In een bepaald jaar kunnen de inkomens gemakkelijk nul of negatief zijn door bijvoorbeeld studie of verlies uit onderneming, of juist heel hoog door winst uit onderneming of ontvangst van een bonus of ontslagvergoeding. Meestal staan hier andere jaren met hogere of juist la-

gere inkomens tegenover, waardoor de verschillen over de levensloop gezien gemiddeld kleiner zijn.

De inkomensongelijkheid kan gemeten worden met de Gini-coëfficiënt. In geval van volkomen inkomensgelijkheid is de Gini-coëfficiënt gelijk aan 0. Bij volkomen inkomensongelijkheid (alle inkomens geconcentreerd bij één lid van de populatie) is de coëfficiënt gelijk aan 1. De Gini-coëfficiënt is 0,48 voor de jaarinkomens in 2005 en 0,26 voor de gemiddelde levensloopinkomens per levensloopjaar; zie Figuur 9 linksboven. Voor de andere onderdelen van Figuur 9 gelden de volgende Gini-coëfficiënten voor respectievelijk het jaarlijkse inkomen en het levensloopinkomen per levensloopjaar: voor het arbeidsinkomen 0,45 en 0,32; voor uitkeringen 0,42 en 0,44; voor pensioenen 0,43 en 0,24. Merk op dat de Gini-coëfficiënt hier is bepaald op individueel niveau; deze uitkomsten zijn niet direct vergelijkbaar met de meer gebruikelijke cijfers op huishoudniveau.

Figuur 9 Inkomen per jaar en levensloopjaar naar inkomensdeciël (gemiddeld inkomen = 100)



Sociale zekerheid vermindert inkomensongelijkheid. De premies en de uitkeringen vanwege werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, bijstand en AOW verminderen de inkomensongelijkheid. Met het oog op de vergelijkbaarheid met andere studies, zoals die van Ter Rele (2007), is tevens het effect van sociale zekerheid op de inkomensverdeling na discontering naar nuljarige leeftijd vermeld. Hierbij is gedisconteerd met een reële discontovoet van 2%. Tabel 3 bevat drie maatstaven voor de ongelijkheid van de inkomens:

- Gini : de Gini-coëfficiënt;

- VC: de variatiecoëfficiënt (standaardafwijking/gemiddelde);
- R80/20 : de verhouding van het gemiddelde van de bovenste twee/het gemiddelde van de onderste twee decielen van de loonverdeling.

De variatiecoëfficiënt VC is opgenomen, omdat deze wat gemakkelijker te interpreteren is dan de Gini-coëfficiënt en in de literatuur omtrent inkomensverdeling ook vaak voorkomt.⁴ Merk op dat de mutaties van Gini en de VC gelijk zijn. De ratio R80/20 van het gemiddelde van de bovenste 20% van het inkomen ten opzichte van het gemiddelde van de onderste 20% is opgenomen, omdat deze een beter inzicht geeft in de effecten van overdrachten van hoge naar lage inkomens dan de Gini-coëfficiënt, die wat minder gevoelig is voor veranderingen in de staarten van de verdeling en vooral gevoelig is voor veranderingen rond het gemiddelde. Gini en R80/20 vullen elkaar daarom goed aan (Van den Brakel-Hofmans, 2007).

Tabel 3 Effect sociale zekerheid op inkomensongelijkheid

	Inkomensongelijkheid vóór herverdeling door sociale zekerheid			Effect van uitkeringen en premieheffing		
	Gini %-mutatie	VC	R80/20	Gini	VC	R80/20
Zonder discontering	0,333	2,34	5,82	-21	-21	-44
Met discontering	0,319	2,23	6,77	-18	-17	-38

De hoogte van de Gini-coëfficiënt na discontering en de mutatie hiervan als gevolg van uitkering en premieheffing, zoals vermeld in Tabel 3, is in lijn met de eerder door Nelissen (1998) gevonden resultaten. Op basis van dynamische microsimulatie op cross-sectionele data vindt hij voor de cohorten met geboortjaar 1930 en 1950 een bruto loon Gini-coëfficiënt van 0,345 met een mutatie van -19% (1930) en 0,30 met een mutatie van -10% (1950). Ook de daar vermelde verdeling van uitkeringen en premies over decielklassen van het voor huishoudsamenstelling gecorrigeerde (equivalente) fiscale levensinkomen is in lijn met de door ons gevonden resultaten: van de uitkeringen gaat circa 21% naar het laagste vintiel (bij ons 29%) en 17% naar het hoogste vintiel (bij ons 14%), van de premies komt 9% uit het laagste vintiel (bij ons 8%) en 28% uit het hoogste vintiel (bij ons 36%). Deze resultaten zijn gebaseerd op een wat uitgebreider pakket van uitkeringen en premies (waaronder kinderbijslag en ZFW) dan bij ons, een dynamische demografie en voor huishoudsamenstelling gecorrigeerde inkomens (bij ons zonder een dergelijke correctie en een vaste demografie conform de situatie in 2005).

⁴ Voor een lognormale verdeling van y geldt: $Gini = 2\Phi(\sigma/\sqrt{2}) - 1$ waarbij σ de standaardafwijking van $\log(y)$ is en Φ de standaardnormale verdelingsfunctie is. Bovendien geldt dan: $\sigma^2 = \log(1+vc^2)$ waarbij vc de variatiecoëfficiënt van y is. Zie: Aitchison en Brown (1963).

5. Conclusies

Dit artikel beschrijft de ontwikkeling van inkomens gedurende de levensloop in Nederland. De analyse berust op TRAIL (Transities van Inkomens tijdens de Levensloop), een database met 100.000 individuele levenslopen, geconstrueerd op basis van paneldata van 1,1 mln personen in de periode 1999-2005.

De ongelijkheid van inkomens binnen een jaar (Gini-coëfficiënt 0,48) is groter dan die van het gemiddelde inkomen per levensloopjaar (Gini-coëfficiënt 0,26). Het verschil betreft vooral de laagste en de hoogste inkomens. In een bepaald jaar zijn inkomens betrekkelijk vaak nul of negatief, bijvoorbeeld door studie of verlies uit onderneming, of juist heel hoog, bijvoorbeeld door winst uit onderneming of een bonus of ontslagvergoeding. Meestal staan hier andere jaren met hogere of juist lagere inkomens tegenover, waardoor de verschillen over de levensloop gezien gemiddeld kleiner zijn. De inkomensongelijkheid op een bepaald moment is bovendien voor een substantieel deel het gevolg van tijdelijke situaties, zoals een periode van werkloosheid tussen twee banen, of van verschillen in levensfase, aangezien het inkomen gedurende de loopbaan veelal stijgt en bij pensionering weer afneemt.

Het stelsel van sociale zekerheid reduceert de inkomensongelijkheid over de levensloop, maar het effect blijkt tamelijk beperkt. Inclusief de sociale zekerheid is de Gini-coëfficiënt van het levensloopinkomen 0,26, zoals hierboven gemeld. Zonder de uitkeringen vanwege werkloosheid, arbeidsongeschiktheid, bijstand en AOW en de bijbehorende premies of belastingen zou de Gini-coëfficiënt 0,33 bedragen. Dit is ruim onder de Gini-coëfficiënt voor de ongelijkheid op jaarbasis (0,48). Een belangrijk deel van de inkomensverschillen tussen individuen wordt binnen de levensloop gecompenseerd, ook zonder dat de overheid herverdeelt via de sociale zekerheid.

De representativiteit van de op deze wijze geconstrueerde levenslopen is gevoelig voor de kenmerken van de oorspronkelijke paneldata. Een sterk punt van de nu gebruikte paneldata is dat deze betrekking hadden op veel verschillende individuen. In een grote dataset kunnen veel verschillende subgroepen naar leeftijd, geslacht, herkomst, opleiding en inkomensbron onderscheiden worden, terwijl toch met grote kans een geschikte koppelingspartner gevonden kan worden. Een minder sterk punt van de nu gebruikte data is dat deze betrekking hadden op een betrekkelijk korte periode in de tijd, waardoor relatief veel koppelingen nodig zijn om een volledige levensloop te construeren. Het risico bestaat dat de heterogeniteit qua inkomens en gebruik van sociale zekerheid gedurende de levensloop enigszins wordt onderschat, doordat de gebruikte koppelingssystematiek niet expliciet rekening houdt met duurzaamheid en doorwerking van huidige werkloosheid op de toekomstige kans op werkloosheid. Door de koppeling te baseren op veel kenmerken, waaronder de hoogte van het inkomen, dat informatie bevat over de hoeveelheid menselijk kapitaal, wordt dit risico wel gereduceerd. Een vergelijking van de inkomensmutaties en het gebruik van sociale zekerheid in oorspronkelijke en gekoppelde stukjes levensloop suggereert dat de koppeling geen grote verstoringen te

weeg brengt. Het risico op onderschatting van de heterogeniteit zou verder gereduceerd kunnen worden door gebruik te maken van een dataset over een iets langere tijdsperiode. De voorkeur gaat hierbij uit naar een tijdsperiode waarin de stand van de conjunctuur en de instituties in het eerste en het laatste jaar van de waarnemingsperiode sterk op elkaar lijken. De data voor de stukjes levensloop van verschillende individuen sluiten dan zo goed mogelijk bij elkaar aan.

Auteurs

Marcel Lever (e-mail: m.h.c.lever@cpb.nl) is programmaleider bij het CPB;
Rob Waaijers (e-mail: r.j.waijers@cpb.nl) is wetenschappelijk medewerker bij het CPB.

Literatuur

- Aaberge, R. en M. Mogstad, 2012, Inequality in current and lifetime income, Discussion papers 726, Research Department, Statistics Norway.
- Aitchison, J. en J.A.C. Brown, 1963, *The lognormal distribution*, Cambridge University Press.
- Baldini, M., 2001, Inequality and redistribution over the life-cycle in Italy: an analysis with a dynamic cohort microsimulation model, *Brazilian Electronic Journal of Economics*, vol. 4(2): 41-56.
- Boerdam, A., 2003, Veel uitkeringen onder niet-westerse allochtonen, Bevolkingstrends, 1e kwartaal 2003, CBS.
- Bovenberg, A.L., M.I. Hansen en P.B. Sørensen, 2006, Individual accounts and the life-cycle approach to social insurance, EPRU Working Paper Series 2006-3, University of Copenhagen, Denmark, www.econ.ku.dk/epru.
- Bowlus, A.J. en J.M. Robin, 2012, An international comparison of lifetime inequality: How continental Europe resembles North America, *Journal of the European Economic Association*, vol.10(6): 1236-62.
- Brakel-Hofmans, M. van den, 2007, De ongelijkheid van inkomens in Nederland, Sociaal Economische trends, 3^e kwartaal 2007, CBS, Den Haag.
- Brakel, M. van den, en L. Moonen, 2013, Groot inkomensverschil tussen werkende vaders en moeders, Webmagazine, 6 maart, CBS, Den Haag, www.cbs.nl.
- CBS, 2010, Jaarrapport integratie 2010, CBS, Den Haag, www.cbs.nl.
- CBS, 2012, Jaarrapport integratie 2012, CBS, Den Haag, www.cbs.nl.
- Koning, J. de, H. Kroes en A. van der Steen, 2006, Patronen van werk en gebruik van sociale regelingen, onderzoek uitgevoerd in opdracht van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid door SEOR, Werkdocument 362, Ministerie van SZW, Den Haag.
- Nelissen, J.H.M., 1998, Annual Versus Lifetime Redistribution by Social Security, *Journal of Public Economics*, vol. 68(2): 223-249.
- Rele, H. ter, 2007, Measuring the lifetime redistribution achieved by Dutch taxation, cash transfer and non-cash benefits programs, *Review of Income and Wealth*, vol. 53(2):, 335-62.
- Waaijers, R.J., 2006, Herwegingsprocedure bij het op IPO gebaseerde microsimulatiemodel, CPB Memorandum 146, CPB, Den Haag.
- Waaijers, R.J. en M.H.C. Lever, 2013, Inkomen en netto profijt van sociale zekerheid gedurende de levensloop: Uitkomsten van een TRAIL-analyse, CPB, Den Haag, www.cpb.nl.
- Wong, A., 2012, Describing, explaining and predicting health care expenditures with statistical methods, proefschrift Tilburg University.