

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.

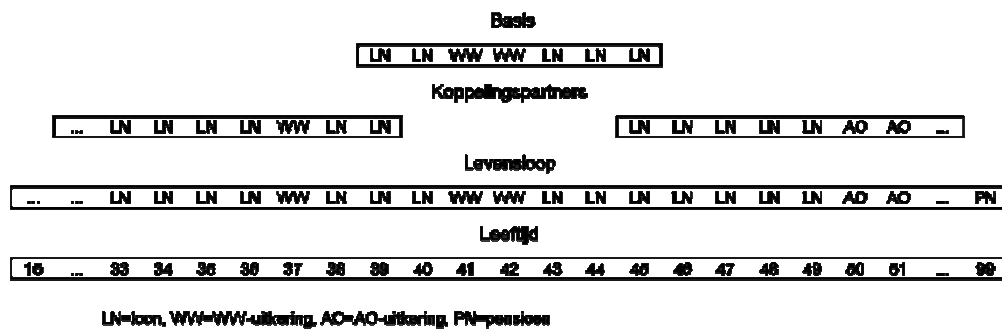
In deze studie koppelen we dus gegevens van werknemers aan die van andere werknemers en van werklozen aan die van andere werklozen, etcetera. Het gebruik van de sociaaleconomische positie (inkomensbron) in het koppelingsproces, een vernieuwing ten opzichte van Bovenberg et al. (2006) is om twee redenen 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.

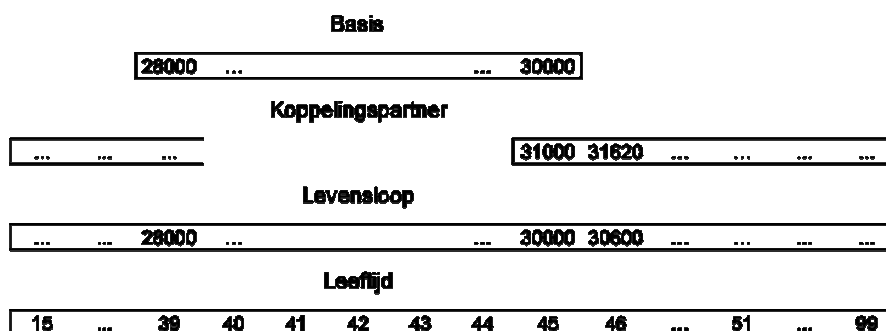
De koppelpartners zijn zodanig gekozen dat de inkomens en de inkomensduur in het koppelingsjaar zoveel mogelijk overeen komen. Hiertoe is een afstands-

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 pensioering. 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 cohorteffecten 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 cohorteffecten 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 conjunctuurcyclus, 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 versoerd 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 koppelingspartner 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 koppelingspartner dus niet gelukt de levensloop van 15 tot en met 64 jaar of tot levens-einde 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.

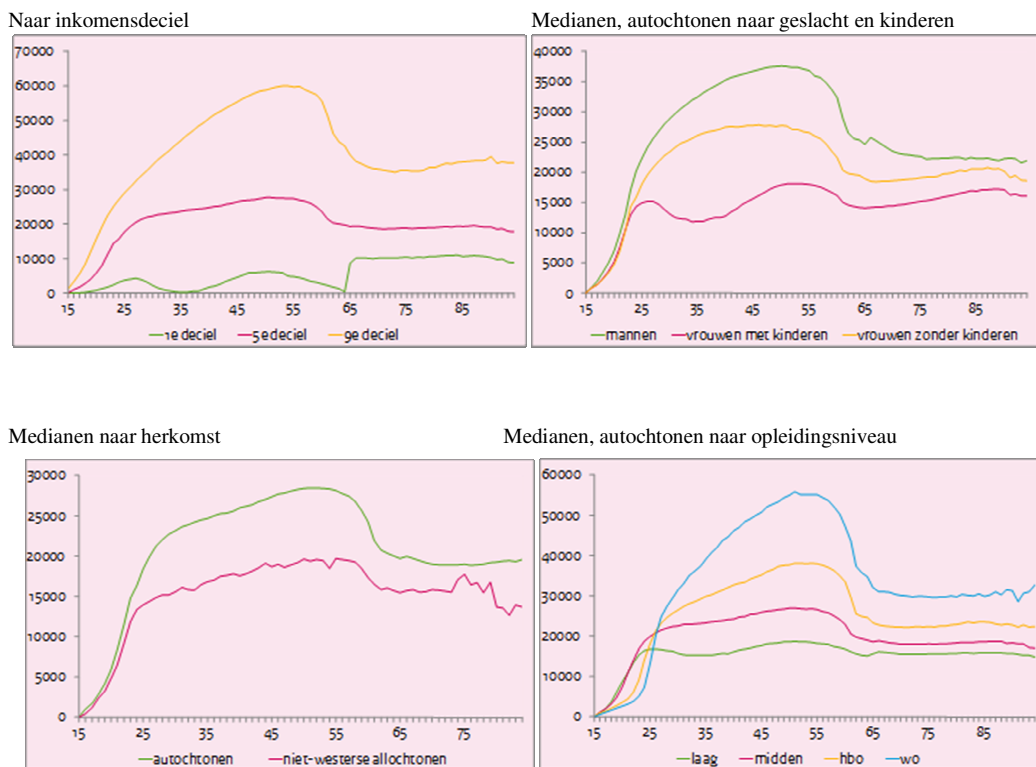
4 Inkomen gedurende de levensloop

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.

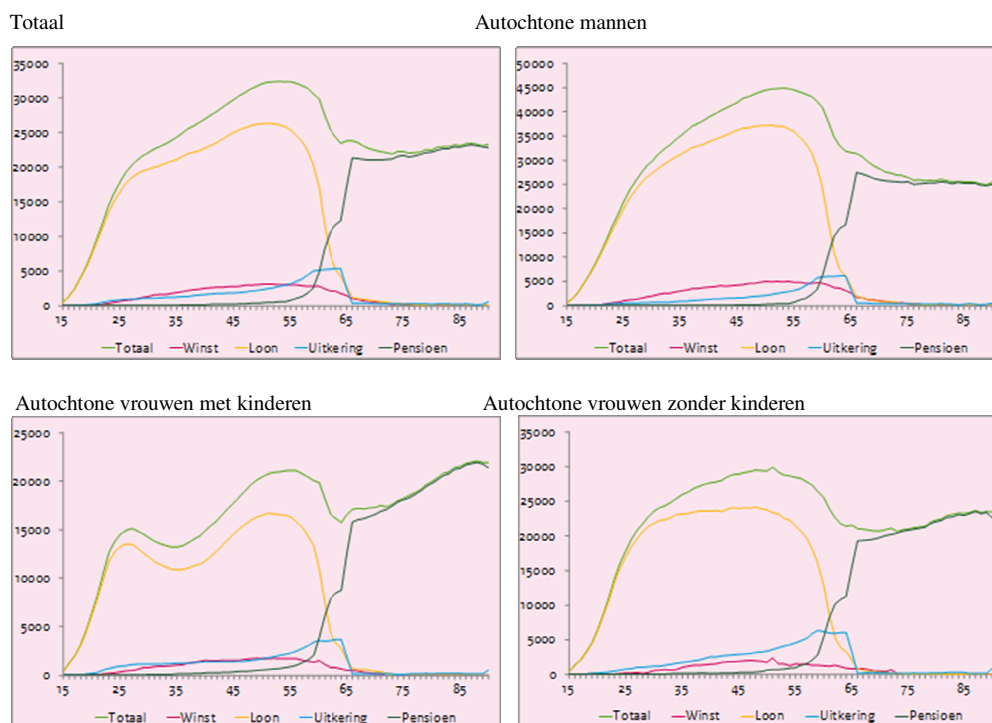
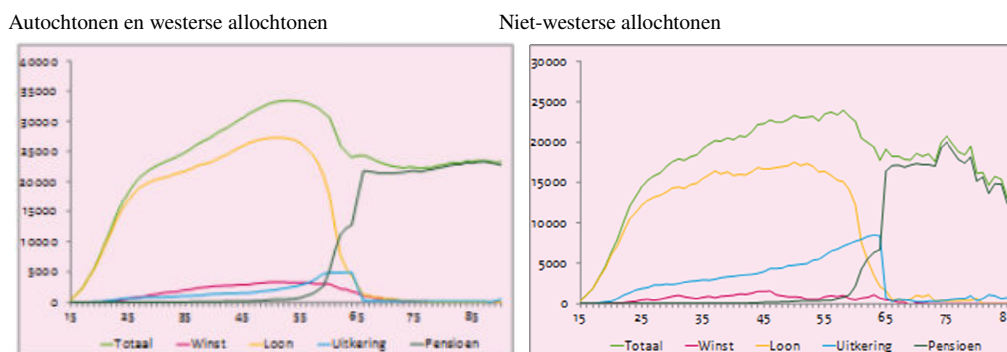
Niet-westerse allochtonen hebben gemiddeld een lager inkomen dan autochtonen en westerse allochtonen. Dit is deels te verklaren door een gemiddeld lager opleidingsniveau en een relatief hoog beroep op sociale zekerheid. Het hoge beroep van niet-westerse allochtonen spooft met de bevindingen van eerder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

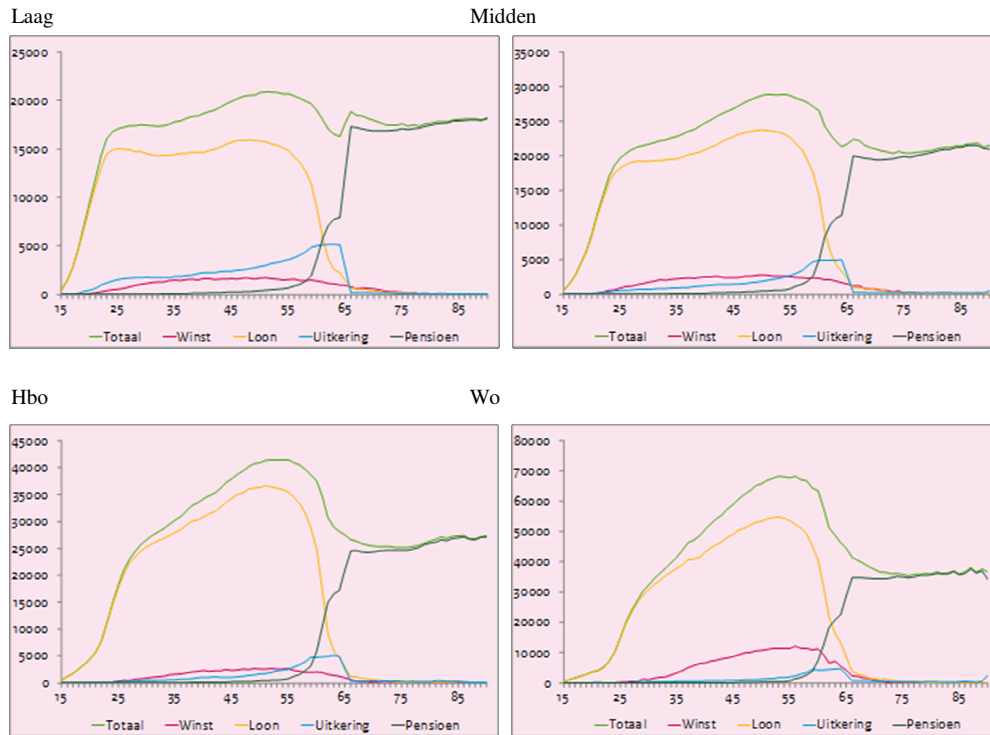
Inkomenssamenstelling. Het gemiddelde inkomen bestaat tot de leeftijd van 55 jaar vooral uit looninkomen; na 65 jaar is dit vooral pensioen (inclusief AOW). Tussen 55 en 65 jaar is een overgangsfase, waarin naast loon en pensioen ook uitkeringen een relatief groot aandeel hebben. Winst en uitkeringen 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

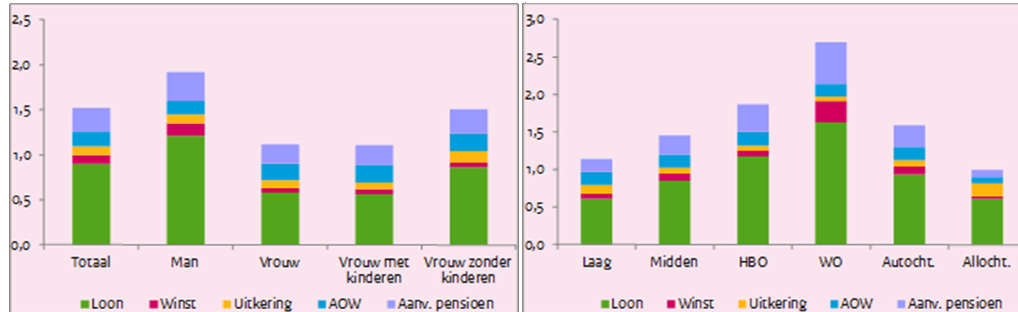


Levenslooppinkomen. Het totale fiscale inkomen gedurende de levensloop bedraagt gemiddeld 1,5 mln euro (inkomensniveau van 2005). Het levensinkomen loopt uiteen van 1,1 mln euro voor laagopgeleiden tot 2,6 mln euro voor hoogopgeleiden; zie Figuur 7. Vrouwen ontvangen gedurende de levensloop relatief 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.

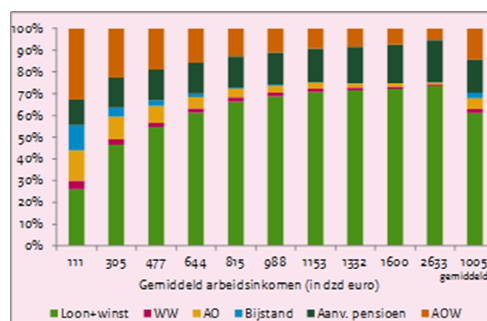
Figuur 7 Levensloopinkomen, in mln euro

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.

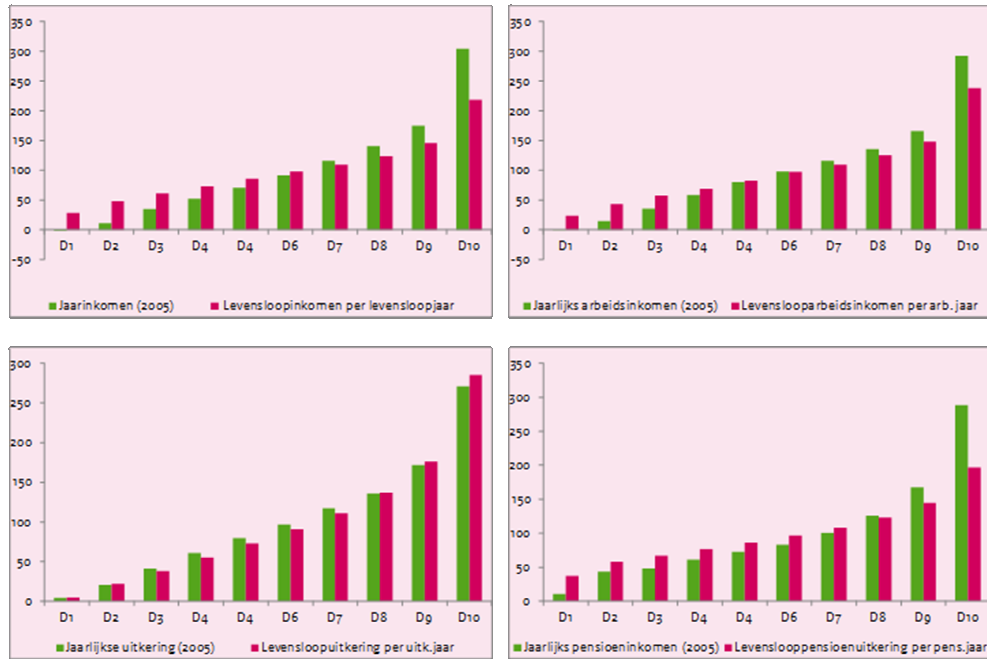
Figuur 8 Samenstelling individueel levensloopinkomen per decielklasse arbeidsinkomen

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 inkomensdecil (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 gediscoteerd 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.waaijers@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.