

# Vermogensongelijkheid: het is de demografie!?

*René Schulenberg*

*De vermogensongelijkheid in Nederland is vergelijking met andere landen hoog. Een deel van die hoge vermogensongelijkheid heeft een demografische achtergrond: jongeren hebben minder tijd gehad vermogen op te bouwen dan ouderen, waardoor een samenleving met leeftijdsverschillen bijna automatisch tot vermogensongelijkheid leidt. Veertig procent van de vermogensongelijkheid als gemeten door de Gini-coëfficiënt is op deze manier toe te schrijven aan demografie. Het vermogensaandeel van de tien procent meest vermogenden kan echter niet of nauwelijks worden verklaard door verschillen tussen leeftijdsgroepen. Net zoals de toename van de vermogensongelijkheid, die voornamelijk samenhangt met ontwikkelingen op de woningmarkt (toename Gini-coëfficiënt) en door een toename van ondernemingsvermogen en aandelen aanmerkelijk belang (toename vermogensaandeel van de meest vermogenden).*

## 1 Inleiding

De laatste jaren is er veel aandacht voor ongelijkheid in Nederland. Uit de meeste onderzoeken volgt dat de inkomensongelijkheid in Nederland relatief laag en stabiel is (zie bijvoorbeeld OECD 2015 en Caminada e.a. 2017), terwijl de vermogensongelijkheid hoog lijkt te zijn in vergelijking met andere landen (Balestra en Tonkin 2018; Reuten 2018). Door te kijken naar het aandeel topvermogens versus het aandeel topinkomens concludeert de OECD (Balestra en Tonkin 2018) bijvoorbeeld dat vermogens in Nederland 2,5 keer ongelijker verdeeld zijn dan inkomens. Het vermogensaandeel van de tien procent rijkste huishoudens is 65 procent, terwijl het aandeel (besteedbaar) inkomen van de tien procent hoogste inkomens 26 procent is. Ook als naar de ongelijkheid over de gehele verdeling wordt gekeken zijn vermogens duidelijk schever verdeeld dan inkomens, met Gini-coëfficiënten van circa 0,9 versus 0,3 (CBS 2017a). In Nederland hebben met name Van Bavel (2014) en Salverda (2015) gewezen op de hoge en gestegen vermogensongelijkheid, terwijl Caminada e.a. (2014) laten zien dat de vermogens een stuk minder scheef verdeeld zijn geworden sinds de negentiende eeuw.

Vermogens- en inkomensongelijkheid zijn echter niet zonder meer vergelijkbare variabelen. Inkomensongelijkheid heeft namelijk betrekking op het inkomen van één jaar, vermogens worden gedurende de levensloop opgebouwd. Omdat ouderen meer tijd hebben om vermogen op te bouwen dan jongeren, is het niet vreemd dat de over de levensloop geaccumuleerde vermogens schever verdeeld zijn dan de inkomens gedurende één jaar. Alleen al omdat het vermogen van huishoudens op een verschillend moment van hun levensloop gemeten wordt, ontstaat hierdoor vermogensongelijkheid.

In dit artikel staan daarom de vragen centraal in welke mate demografie invloed heeft op de vermogensongelijkheid en wat dat betekent voor het stijgende aandeel vermogen van de meest vermogenden. Er wordt gekeken naar de invloed van verschillen tussen leeftijdsgroepen op twee veel gebruikte maatstaven voor vermogensongelijkheid: de Gini-coëfficiënt en het vermogensaandeel van de (tien procent) meest vermogenden. In paragraaf twee worden de gebruikte data en methoden toegelicht. Vervolgens komt in paragraaf drie in algemene zin de vermogensopbouw per leeftijdsgroep aan bod. In paragraaf vier wordt een decompositie van de Gini-coëfficiënt van vermogens naar leeftijdsgroep gemaakt. Paragraaf vijf onderzoekt de relatie tussen leeftijd en topvermogens, in dit geval het aandeel vermogen in bezit van de één en tien procent meest vermogenden. Met de conclusie wordt in paragraaf zes afgesloten.

## 2 Toelichting gebruikte data en methode

Voor dit onderzoek is gebruik gemaakt van microdata van het Centraal Bureau van de Statistiek (CBS). Het Stelsel van Sociaal-statistisch Bestanden (SSB) bevatte ten tijde van het onderzoek de totale vermogens van 2006 tot en met 2016 van alle huishoudens behorend tot de Nederlandse bevolking (CBS 2017b). Opgebouwde pensioenvermogens en lijfrente maken geen deel uit van het vermogensbegrip in deze bestanden, aangezien er juridisch gezien geen sprake is van eigenaarschap. Het gaat namelijk om een individuele aanspraak op een collectief vermogen, dat niet opeisbaar, overdraagbaar of overerfbaar is. Deelnemers van pensioenfondsen hebben bijvoorbeeld ook niet, of nauwelijks, invloed op de beleggingsportefeuille en stemgedrag van betreffend pensioenfonds in aandeelhoudersvergaderingen. Wel meegenomen zijn bank- en spaartegoeden, aandelen en obligaties, aanmerkelijk belang, vermogen in de eigen woning (WOZ-waarde minus hypothecaire schuld), overig onroerend goed, ondernemingsvermogen en overige bezittingen (zoals contant geld, roerende zaken verhuurd, trustvermogen e.a.) en overige schulden (zoals studieschulden, consumptieve schulden, financiering van aandelen e.d.).

Voor de meeste analyses is gebruikgemaakt van de vermogens in 2016. In een aantal gevallen is de ontwikkeling 2006-2016 geanalyseerd. Daarbij moet opgemerkt worden dat er in 2011 een kleine trendbreuk in de data is, aangezien studie- en consumptieve schulden vanaf dat moment beter worden waargenomen. Aan de vermogens van huishoudens zijn andere huishoudkenmerken uit het SSB gekoppeld. Voor dit onderzoek was leeftijd de belangrijkste, als controlevariabelen zijn ook opleidingsniveau, etniciteit, woningeigendom, belangrijkste inkomensbron, inkomensniveau en woonachtige regio toegevoegd.

**Gini-coëfficiënt.** De meest gebruikte maatstaf om ongelijkheid in beeld te brengen is de Gini-coëfficiënt. Deze maatstaf geeft de ongelijkheid van de gehele verdeling weer en drukt deze uit in één cijfer tussen 0 en 1, met 1 als maximale ongelijkheid in een situatie waarin al het vermogen eigendom aan één huishouden toebehoort. Bij een Gini-coëfficiënt van 0 heeft iedereen precies evenveel vermogen. Ook in dit onderzoek wordt gebruikgemaakt van de Gini-coëfficiënt om de ongelijkheid van vermogen in beeld te brengen.

Het nadeel van de traditionele Gini-coëfficiënt is dat de formule niet gemaakt is voor grote hoeveelheden negatieve waarden. Voor het berekenen van inkomensongelijkheid is dat geen groot probleem vanwege het kleine aantal negatieve inkomens. Maar met het hoge aandeel huishoudens met een negatief vermogen in Nederland<sup>1</sup> worden de voorwaarden voor het correct berekenen van de Gini-coëfficiënt sterk geschonden. Bij subgroepen kan daardoor de Gini-coëfficiënt (ver) boven de 1 uitkomen. Daarom is in dit artikel gebruikgemaakt van een licht aangepaste rekenmethodiek, zoals ontwikkeld door Raffinetti e.a. (2015). In het achterliggende algoritme wordt niet gebruikgemaakt van het gemiddelde vermogen, zoals bij het berekenen van de traditionele Gini-coëfficiënt, maar van het genormaliseerde gemiddelde. Dat zorgt voor een betere benadering van de Nederlandse vermogensongelijkheid. De Gini-coëfficiënt van de Nederlandse vermogensverdeling in 2016 komt daarmee uit op circa 0,80, in plaats van 0,89 volgens de traditionele rekenmethode.

**Decompositie Gini-coëfficiënt.** Om de bijdrage van leeftijdsverschillen tussen huishoudens aan de vermogensongelijkheid te berekenen, is een decompositie van de Gini-coëfficiënt naar leeftijdsgroepen gemaakt, volgens een methode van Mookherjee en Shorrocks (1982). Met deze methode kan de Gini-coëfficiënt worden uitgesplitst naar ongelijkheid tussen en binnen groepen (zie voor de formule bijlage 1). De totale Gini-coëfficiënt is een optelsom van de ongelijkheid tussen leeftijdsgroepen en de gesommeerde (gewogen) ongelijkheid binnen de leeftijdsgroepen.

Daarnaast is er nog een derde term in de formule: de overlap, ook wel interactie of residu genoemd. Deze geeft weer in hoeverre de vermogensverdelingen van de te onderscheiden groepen elkaar overlappen. Hoe meer onderscheidend de groepen zijn qua vermogen, hoe kleiner de overlap. Het inzichtelijk maken van de omvang van deze overlap geeft hierdoor nuttige extra informatie ten opzichte van andere decompositiemethoden die alleen onderverdelen naar binnen- en tussengroepsongelijkheid (zoals decomposities van de Theilindex en de *mean log deviation*).

**Recentered Influence Function (RIF-) regressie.** Om inzicht te krijgen hoe en waar huishoudkenmerken (zoals leeftijd) de vermogensverdeling beïnvloeden is gebruikgemaakt van een zogenoemde Recentered Influence Function (RIF-)regressie, zoals ontwikkeld door Firpo e.a. (2009). Zo'n RIF-regressie kan zowel worden uitgevoerd om de invloed van huishoudkenmerken op de Gini-coëfficiënt te berekenen als de invloed op verschillende vermogenspercentielen. De coëfficiënten van de RIF-regressie zijn te interpreteren als marginale effecten van een kleine verandering in de verdeling van de onafhankelijke variabele op de Gini-coëfficiënt of het betreffende vermogenspercentiel. Bijvoorbeeld wat is het gevolg voor de Gini-coëfficiënt als er meer ouderen of eigenwoningbezitters bijkomen? Of, op welk punt in de vermogensverdeling zorgt een

---

<sup>1</sup> Dat hangt onder meer samen met de specifieke instituties op de Nederlandse huizenmarkt en de in 2016 nog steeds lagere huizenprijzen ten opzichte van de periode voor 2011.

toename van het aandeel ouderen voor de grootste toename van de hoogte van de vermogens.

De RIF-regressie is een uitbreiding van de *ordinary least squares* (ols) regressiemethodiek. In bijlage 2 zijn de achterliggende formules weergegeven. In een eerste stap wordt de afhankelijke variabele (het vermogen in dit geval) getransformeerd met behulp van de invloedsfunctie van de beoogde statistische maatstaf, in dit artikel de Gini-coëfficiënt respectievelijk de 99 individuele percentielen. De invloedsfunctie geeft de verandering van betreffende statistische maatstaf weer bij een kleine toename van een bepaald huishoudkenmerk in de verdeling. De invloedsfunctie van de Gini-coëfficiënt van vermogens ligt boven de waarde van de Gini-coëfficiënt aan de boven- en onderkant van de verdeling. Dit betekent dat een groei van groepen huishoudens die relatief veel aan de uiteinden van de verdeling voorkomen zorgt voor een hogere Gini-coëfficiënt (zie Figuur 10 in de bijlage 2). Hogere inkomensgroepen komen bijvoorbeeld relatief veel bovenin vermogensverdeling. Een toename van het aandeel huishoudens met een hoger inkomen zorgt daardoor voor een hogere Gini-coëfficiënt van vermogens. Een toename van groepen die relatief veel in het midden van de verdeling voorkomen zorgen daarentegen voor een daling van de Gini-coëfficiënt.

In de tweede stap van de RIF-regressie wordt een ols-regressieanalyse uitgevoerd met de in de eerste stap getransformeerd vermogen als afhankelijke variabele en leeftijd als onafhankelijke variabele. Hieraan zijn controlevariabelen toegevoegd, zoals woningeigendom, inkomensniveau, inkomensbron, opleidingsniveau, etniciteit, huishoudsamenstelling en regio. Hierdoor worden de marginale effecten van een verandering in de omvang van de leeftijdsgroepen op de Gini-coëfficiënt en de percentielen berekend.

### 3 Levensloop en vermogen

**Vermogen stijgt met leeftijd.** Een eenvoudig levensloopmodel voorspelt waarom natuurlijke verschillen in leeftijd in een samenleving zullen zorgen voor vermogensongelijkheid. Jongeren zullen - erfenissen en giften daargelaten - weinig vermogen hebben. Zij hebben immers nog weinig tijd gehad om veel vermogen op te bouwen. Gedurende het ouder worden bouwt een deel vermogen op, dat de laatste periode weer ontspaard wordt. Er is daardoor een verschil in de hoogte van het vermogen tussen verschillende leeftijdsgroepen die samenhangt met fase van de levensloop waarin men zit. Vermogensongelijkheid ontstaat dus mede omdat huishoudens op een verschillend moment van hun levensloop worden gemeten.

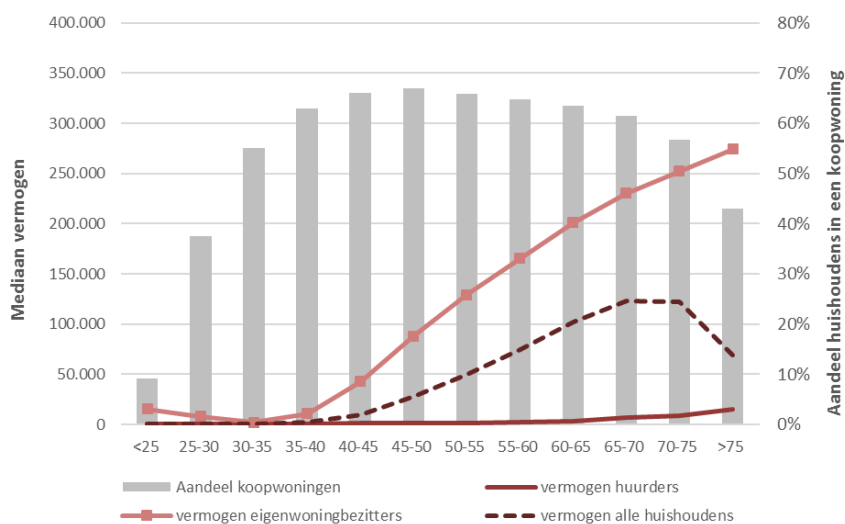
Het basisidee van zo'n levensloopmodel is goed terug te zien in Figuur 1, dat het doorsnee (mediaan) vermogen weergeeft naar leeftijd en eigenwoningbezit. Zowel eigenwoningbezitters als huurders hebben een hoger mediaan vermogen naarmate ze ouder worden (de twee doorgaande lijnen in figuur 1). Tussen 25 en 35 jaar is wel een kleine

daling te zien. Voor de eigenwoningbezitters is dat duidelijk zichtbaar in de figuur. Ook huurders bouwen vermogen op gedurende de levensloop, maar duidelijk minder dan eigenwoningbezitters. De doorsnee huurder boven de 75 jaar heeft circa 13.000 euro aan vermogen, terwijl dat rond het veertigste levensjaar op ongeveer 1.000 euro ligt. Let wel dat dit een doorsnee is van de vermogensopbouw in 2016. Jongere generaties kunnen meer of minder vermogen hebben opgebouwd dan de huidige oudere generatie toen ze nog jonger waren.

Wanneer naar het mediane vermogen van alle huishoudens tezamen wordt gekeken (de stippellijn in figuur 1) is te zien dat het mediane vermogen stijgt tot rond de pensioengerechtigde leeftijd, en enige tijd daarna begint te dalen. Dat wordt veroorzaakt door een andere samenstelling naar eigenwoningbezit: de 75-plussers zijn relatief vaker huurder dan iets jongere generaties, waardoor het lagere vermogen van die huurders zwaarder op de mediaan van de totale leeftijdsgroep drukt. Dit is een cohorteffect, aangezien het eigenwoningbezit pas vanaf de babyboomgeneratie wijdverbreider voorkomt.

Deze figuur laat ook zien dat het levensloophypothese niet helemaal opgaat met deze data. Meer precies aan het einde van de levensloop, waar de ontsparingen niet terug te zien zijn bij zowel huurders als kopers. Dat heeft er mede mee te maken dat opgebouwde pensioenen niet in de vermogens zijn meegenomen. Na de pensioengerechtigde leeftijd vindt hierin de belangrijkste ontsparing plaats. In de rest van het vermogen vindt gemiddeld genomen het ontsparen dus niet plaats.

**Figuur 1** Vermogensopbouw (2016) naar leeftijd, uitgesplitst naar huurders en eigenwoningbezitters (linkeras) en aandeel huishoudens in een koopwoning (rechteras).

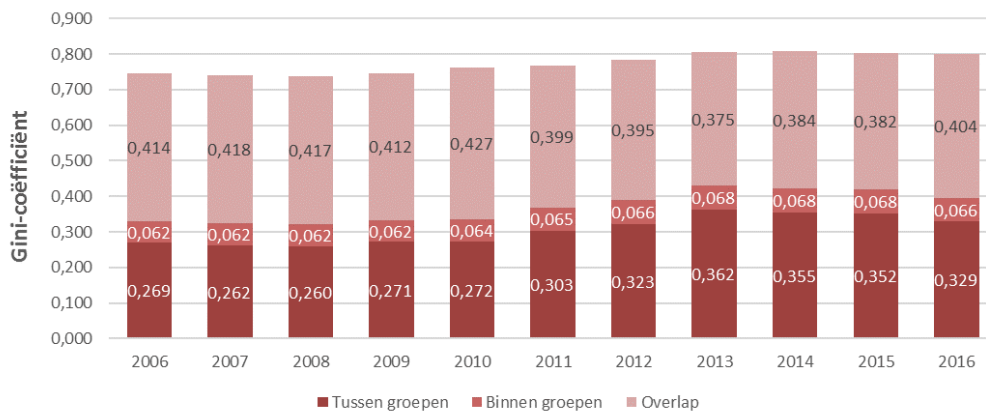


Databron: Stelsel van Sociaal-Statistische Bestanden (CBS).

## 4 Decompositie Gini-coëfficiënt

De vorige paragraaf liet zien dat er een samenhang is tussen leeftijd en vermogen. Om de invloed van verschillen in leeftijd op de vermogensongelijkheid nader te analyseren is in deze paragraaf een decompositie van de Gini-coëfficiënt naar leeftijd gemaakt. Voor deze analyses is de totale huishoudenspopulatie opgesplitst in leeftijdsgroepen van vijf jaar en vervolgens gekeken hoe de vermogens verdeeld zijn binnen en tussen de leeftijdsgroepen. Uit de decompositie blijkt dat ongeveer veertig procent (0,33 van de Gini-coëfficiënt van 0,80) van de vermogensongelijkheid toe te schrijven is aan verschillen in vermogen tussen leeftijdsgroepen (zie Figuur 2)<sup>2</sup>. De hoge vermogensongelijkheid zoals uitgedrukt in de Gini-coëfficiënt hangt dus voor een aanzienlijk deel samen met verschillen tussen leeftijdsgroepen.

**Figuur 2** Decompositie Gini-coëfficiënt naar ongelijkheid binnen en tussen vijfjarige leeftijdsgroepen en overlap van leeftijdsgroepen



Databron: zie figuur 1.

Het overige deel van de ongelijkheid wordt veroorzaakt door verschillen binnen de leeftijdsgroepen en vooral door een overlap in de vermogensverdeling van de verschillende leeftijdsgroepen. De overlap geeft weer in hoeverre de vermogens van de te onderscheiden groepen overlappen. Hoe meer onderscheidend de groepen zijn qua vermogen, hoe kleiner de overlap. In dit geval is er veel overlap, die vooral wordt bepaald door verschillen in vermogensopbouw tussen huurders en eigenwoningbezitters. Eigenwoningbezitters rond de veertig jaar hebben bijvoorbeeld over het algemeen hogere vermogens dan gepensioneerde huurders. Voor een lage overlap zou de vermogensontwikkeling van huurders en eigenwoningbezitters door hun levensloop veel dicht bij elkaar moeten liggen. Dit laat zien dat naast leeftijd ook eigenwoningbezit een belangrijk oorzaak is voor vermogensongelijkheid.

<sup>2</sup> Dit percentage is deels afhankelijk hoe de leeftijdsgroepen worden gedefinieerd. Hoe groter die groepen, hoe kleiner dit percentage.

De rest van deze paragraaf gaat nader in op de oorzaken van verschillen tussen, respectievelijk binnen de leeftijdsgroepen.

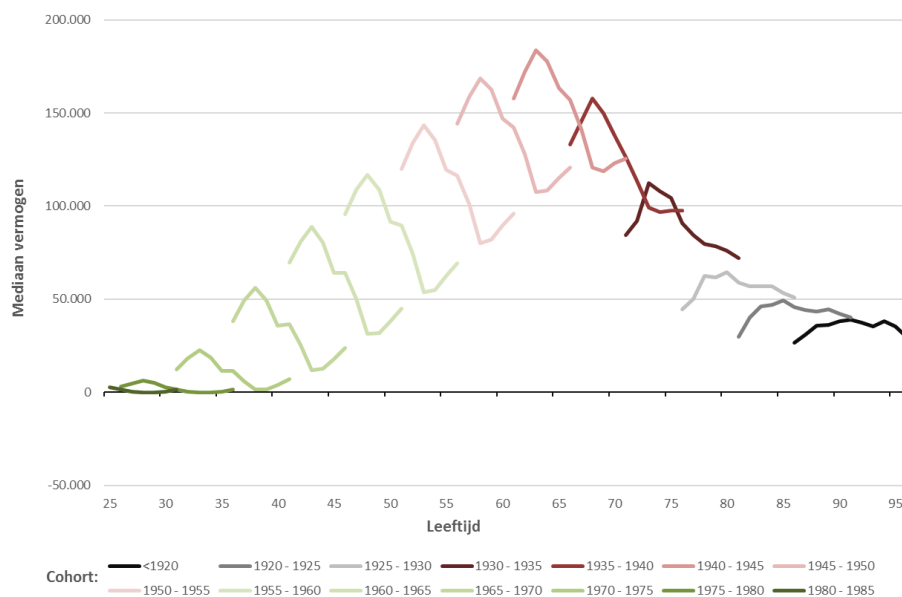
Het overige deel van de ongelijkheid wordt veroorzaakt door verschillen binnen de leeftijdsgroepen en vooral door een overlap in de vermogensverdeling van de verschillende leeftijdsgroepen. De overlap geeft weer in hoeverre de vermogens van de te onderscheiden groepen overlappen. Hoe meer onderscheidend de groepen zijn qua vermogen, hoe kleiner de overlap. In dit geval is er veel overlap, die vooral wordt bepaald door verschillen in vermogensopbouw tussen huurders en eigenwoningbezitters. Eigenwoningbezitters rond de veertig jaar hebben bijvoorbeeld over het algemeen hogere vermogens dan gepensioneerde huurders. Voor een lage overlap zou de vermogensontwikkeling van huurders en eigenwoningbezitters door hun levensloop veel dichter bij elkaar moeten liggen. Dit laat zien dat naast leeftijd ook eigenwoningbezit een belangrijk oorzaak is voor vermogensongelijkheid.

De rest van deze paragraaf gaat nader in op de oorzaken van verschillen tussen, respectievelijk binnen de leeftijdsgroepen.

**Verschillen tussen leeftijdsgroepen: naast meetmoment hebben ook cohorteffecten invloed.** De grote bijdrage van verschillen tussen leeftijdsgroepen aan de vermogensongelijkheid wordt mogelijk niet alleen veroorzaakt doordat mensen op verschillende momenten van hun levensloop worden gemeten, maar kan ook door cohortverschillen ontstaan. De huidige jongere huishoudens kunnen op een lager of hoger pad van vermogensopbouw zitten dan de huidige oudere generaties op diezelfde jongere leeftijd.

Figuur 3 laat zien dat die cohortverschillen er zijn. Voor deze figuur is het mediane vermogen van alle cohorten door de jaren heen berekend. Dat kan vanwege de beschikbaarheid van data alleen voor de periode 2006-2016, waardoor de vermogens van oudere cohorten op jongere leeftijd niet bekend zijn. Vanaf de huidige jongste cohorten tot en met het eerste naoorlogse cohort lijken de vermogens zich redelijk volgens verwachting te ontwikkelen: naarmate de cohorten ouder worden nemen de vermogens toe. Door dalende huizenprijzen gedurende de woningmarktcrisis is echter veel vermogen verloren gegaan. Daardoor blijft bijna overal het vermogen van een cohort achter bij het vermogen van het vijf jaar oudere cohort op dezelfde leeftijd. Bij een gelijkblijvende vermogensontwikkeling van de verschillende cohorten komen de lijnen van verschillende cohorten bij een gelijke leeftijd over elkaar heen te liggen. Jongeren en ouderen hebben hier minder last van gehad, doordat het eigenwoningbezit veel lager is dan bij tussenliggende generaties. Het is met deze data (nog) niet duidelijk of dit een tijdelijk of permanent effect van de woningmarktcrisis is.



**Figuur 3** Vermogensontwikkeling per geboortecohort 2006-2016

Databron: zie figuur 1

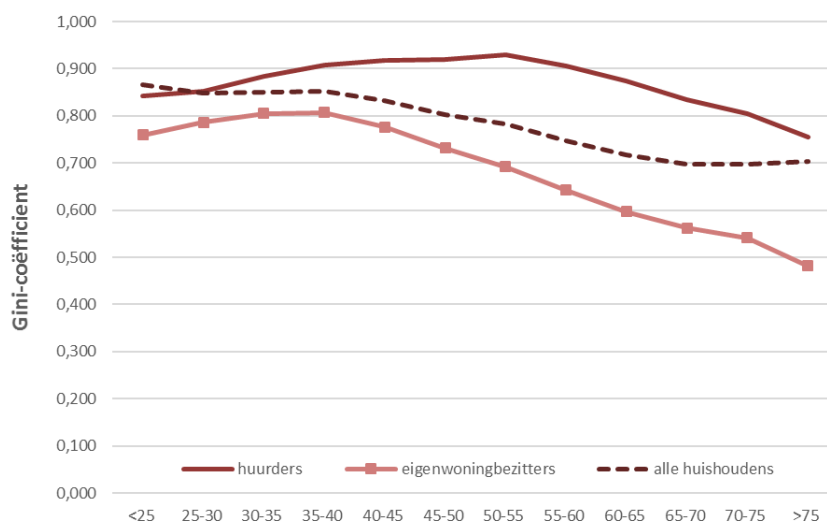
De vermogensontwikkeling van de jongste cohorten lijkt achter te blijven. Een mogelijke verklaring is dat het voor deze groep moeilijker is geworden om een huis te kopen, niet alleen door ontwikkelingen op de woningmarkt, maar ook door veranderde regels rond de maximale lening en de hypotheekrenteaftrek. Het aandeel woningaankopen jaarlijks gekocht door 25-minners is tussen 2008 en begin 2017 gehalveerd naar ongeveer tien procent van het totaal aandeel woningverkoop (Janssen 2017). Als dit een permanent effect blijkt te zijn, kan het voor de deze generaties moeilijker worden om op latere leeftijd uit te komen op de vermogensopbouw van de babyboomgeneratie. Daar staat tegenover dat die generatie mogelijk hogere erfenissen krijgt, doordat de vermogens van de babyboomgeneratie hoger zijn dan die van oudere generaties en deze op een bepaald moment overgedragen gaan worden. Dat kan dus een positief effect op de vermogensopbouw van de jongste generaties hebben.

Een duidelijk cohortverschil is te zien bij de vooroorlogse cohorten. Daar is het doorsnee vermogen bij de oudere cohorten op dezelfde leeftijd van het jongere cohort steeds lager. Dat komt voornamelijk door de omvang van eigenwoningbezit per generatie. In deze leeftijdscategorieën is het aandeel huurders veel hoger dan bij babyboomgeneratie. Door een andere verhouding huurders/eigenwoningbezitters verandert ook het mediane vermogen, wat verklaard wordt door de grote verschillen in vermogensopbouw tussen huurders en eigenwoningbezitters in Figuur 1.

Figuur 3 maakt duidelijk dat ongelijkheid tussen leeftijdsgroepen zeker niet alleen ontstaat doordat huishoudens simpelweg op een verschillend moment in hun levensloop worden gemeten. Er zijn ook cohortverschillen. Vooral bij de oudere generaties is dat een permanent verschil, maar ook bij jongere cohorten lijken er verschillen, al dan niet tijdelijk.

**Verschillen binnen leeftijdsgroepen hoger bij jongeren en huurders.** Binnen leeftijdsgroepen kan de ongelijkheid ook hoog zijn, met name onder jongere leeftijdsgroepen (zie Figuur 4). Naarmate de huishoudens ouder worden neemt de ongelijkheid af, met name onder eigenwoningbezitters. De hoge ongelijkheid onder jonge huishoudens heeft vermoedelijk deels te maken met intergenerationele overdrachten in de vorm van erfenissen en giften, waar maar een kleine groep van profiteert. Ondanks de hoge Gini-coëfficiënten binnen leeftijdsgroepen is de bijdrage van de binnengroepsongelijkheid aan de totale vermogensongelijkheid beperkt. Dat wordt veroorzaakt doordat er veel overlap in de vermogensverdeling is als gevolg van met name verschillen in vermogen tussen huurders en eigenwoningbezitters van dezelfde leeftijd.

**Figuur 4** Ginicoëfficiënt 2016 naar leeftijd, uitgesplitst naar huurders en eigenwoningbezit



Databron: zie figuur 1.

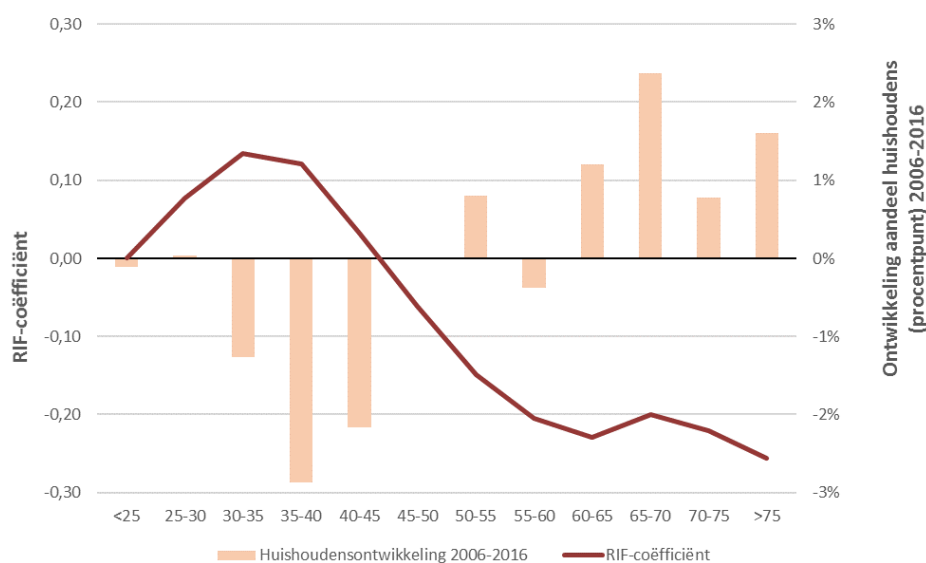
**Toenemende ongelijkheid door groeiende verschillen tussen leeftijdsgroepen.** De Gini-coëfficiënt van de totale ongelijkheid in Figuur 2 is tussen 2006 en 2016 gestegen van 0,74 naar 0,80, met name als gevolg van de toenemende ongelijkheid tussen de leeftijdsgroepen. Dat kan ofwel veroorzaakt worden door veranderingen in de omvang van de leeftijdsgroepen ofwel doordat vermogens van verschillende leeftijdsgroepen (verder) uit elkaar lopen. Om de impact van veranderingen van de omvang van verschillende leeftijdsgroepen op de Gini-coëfficiënt van de vermogensongelijkheid te schatten is gebruikgemaakt van een *Recentered Influence Function* (RIF)-regressie. De RIF-

coëfficiënten kunnen worden geïnterpreteerd als marginale effecten van een verandering van de omvang van de leeftijdsgroepen op de Gini-coëfficiënt.

De analyses laten zien dat een hoger aandeel ouderen de vermogensongelijkheid verlaagt en een groeiend aandeel jongeren juist verhoogt (Figuur 5). Door het ouder worden van de babyboomgeneratie neemt het aandeel ouderen toe en het aandeel huishoudens onder de 45 jaar af. Gezien de marginale effecten van veranderingen van de omvang van deze leeftijdscategorieën verlaagt deze demografische trend de vermogensongelijkheid.

Dit maakt duidelijk dat de toename van de ongelijkheid niet veroorzaakt kan zijn door verandering van de omvang van de leeftijdsgroepen. De toegenomen ongelijkheid als gevolg van grotere verschillen tussen leeftijdsgroepen moet dus veroorzaakt worden door veranderingen in de hoogte van de vermogens van verschillende leeftijdsgroepen. In Figuur 6 is te zien dat oudere cohorten in de afgelopen tien jaar hun vermogen relatief minder hebben zien dalen. Hetzelfde patroon komt naar voren als een uitsplitsing naar leeftijdsgroep wordt gemaakt. Onder de alleroudste huishoudens zijn de mediane vermogens zelfs gestegen. Dat komt met name door een veranderende samenstelling naar eigenwoningbezit als gevolg van selectief overlijden. Lagere inkomensgroepen worden gemiddeld minder oud en wonen vaker in een huurwoning. Doordat er relatief meer eigenwoningbezitters overblijven, nemen de mediane vermogens toe.

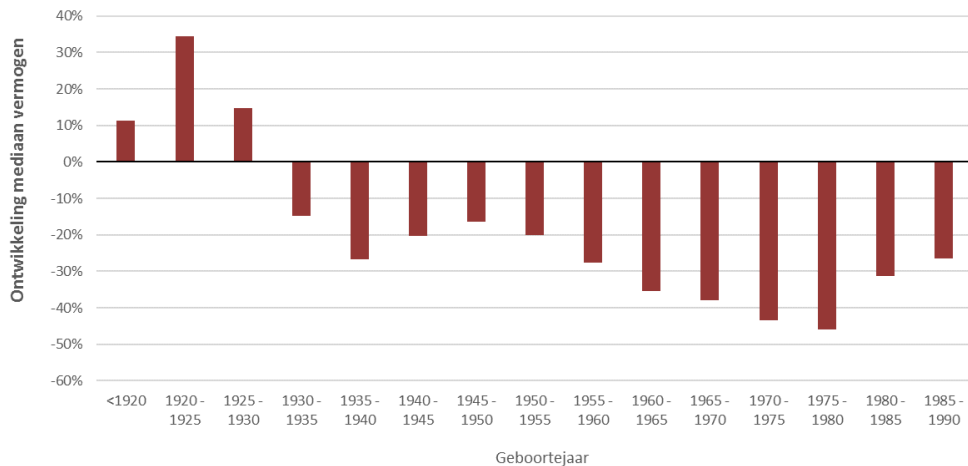
**Figuur 5** Marginale effecten (RIF-coëfficiënten) van leeftijd op de Gini-coëfficiënt en de ontwikkeling van het aandeel huishoudens (procentpunten) 2006-2016



\* Databron: marginale effecten berekend op basis van RIF-regressie met behulp van Stelsel van Sociaal-Statistische Bestanden (CBS); Ontwikkeling aantal huishoudens is afkomstig van het CBS (<http://statline.cbs.nl/Statweb/publication/?DM=SLNL&PA=37975&D1=0&D2=0.82-98&D3=a&HDR=T.G2&STB=G1&VW=T>).

In absolute zin hebben oudere generaties wel meer vermogen ingeleverd. Dat komt doordat hun mediane vermogen veel hoger is. De daling van de huizenprijzen is voor jongeren met een klein vermogen een relatief grotere hap uit hun vermogen geweest dan voor ouderen. Uitzonderd van het woonvermogen hebben jongere cohorten juist het resterende deel van hun vermogen meer zien stijgen dan oudere cohorten.

**Figuur 6** Ontwikkeling mediaan vermogen 2006-2016 per geboortecohort



Databron: zie figuur 1.

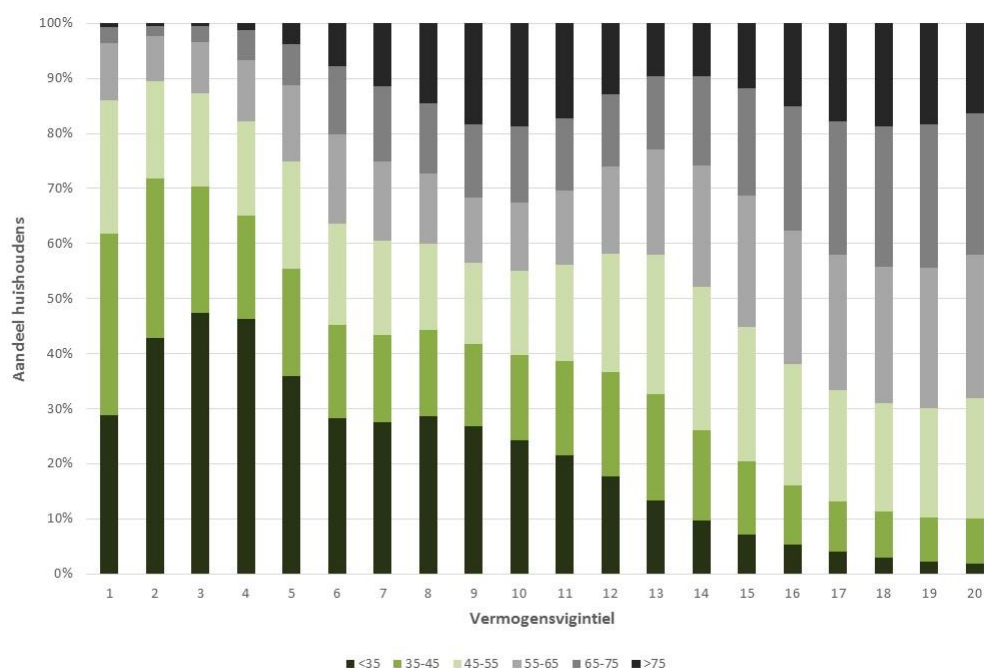
Concluderend kan gesteld worden dat de toename van de Gini-coëfficiënt vooral samenhangt met groeiende verschillen tussen leeftijdsgroepen. De oorzaak daarvan is niet demografisch, door een verandering van de omvang van leeftijdsgroepen, maar is veroorzaakt doordat de vermogens van de verscheidene cohorten zich verschillend ontwikkeld hebben. Dit is met name gevolg van de woningmarktcrisis, waar jongeren relatief meer last van hebben gehad dan ouderen.

## 5 Vermogens aan de top

Een andere manier om naar de vermogensongelijkheid te kijken is met behulp van het aandeel vermogen in eigendom van het rijkste deel van de bevolking. In deze paragraaf wordt de invloed van verschillen in leeftijd op dit aandeel geanalyseerd. Doordat vermogen gedurende de levensloop wordt opgebouwd bestaat een relatief groot deel van de hoogste vermogens uit oudere huishoudens. Figuur 7 maakt zichtbaar dat een kleine zeventig procent van de huishoudens in het bovenste vermogensdeciël bestaat uit 55-plussers, terwijl deze leeftijdsgroep veertig procent van het totaal aantal huishoudens uitmaakt. De figuur laat tegelijkertijd zien dat lang niet alle ouderen op een hoog vermogen uitkomen,

aangezien ook veel oudere huishoudens in de lagere (midden)vermogensgroepen zitten. Andersom heeft een klein deel van de jongere generaties al veel vermogen opgebouwd. Op basis van het vermogensaandeel van de meest vermogenden concluderen Balestra en Tonkin (2018) dat Nederland binnen de groep OESO-landen na de Verenigde Staten het land is met de hoogste vermogensongelijkheid. Het vermogensaandeel van de tien procent meest vermogenden in Nederland is ongeveer twee derde van het totale vermogen van alle huishoudens. Internationale vergelijkingen blijven door de specifieke Nederlandse situatie echter gecompliceerd, bijvoorbeeld als gevolg van de inrichting van ons pensioenstelsel en de instituties op de woningmarkt. Caminada e.a. (2014) hebben eerder al laten zien dat het vermogensaandeel van de tien procent rijkste huishoudens elf procentpunt lager uitvalt wanneer pensioenvermogen wel wordt meegeteld, aangezien vooral de middenklasse relatief veel vermogen in pensioenvorm opbouwt. Als voor deze elf procentpunt gecorrigeerd wordt, komt Nederland lager op de OESO-ladder te staan. Nog altijd is het aandeel hoger dan bovengemiddeld, maar wel meer in lijn met naburige landen als Duitsland en Oostenrijk.

**Figuur 7** Leeftijdsopbouw per 5%-vermogensgroep (vigtintien) 2016



Databron: zie figuur 1.

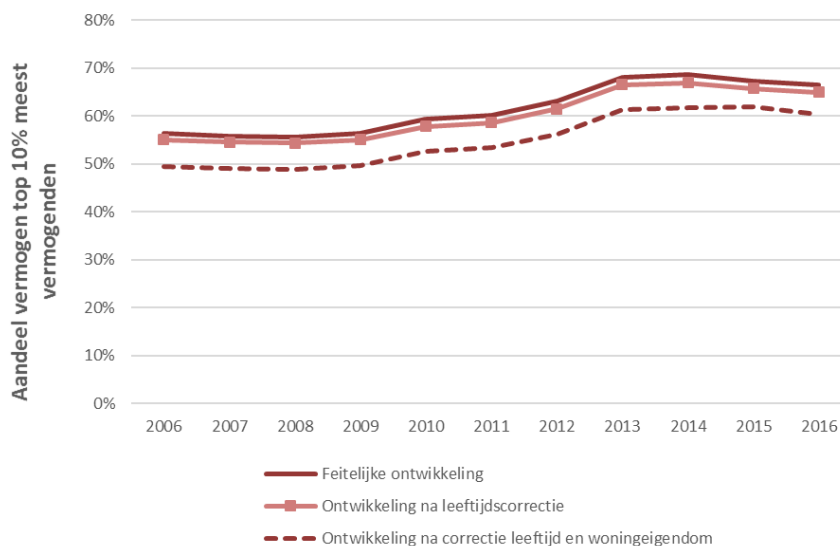
Sowieso draagt de kwaliteit van de Nederlandse verzorgingsstaat in den brede vermoedelijk bij aan hoge vermogensongelijkheid. Doordat de verzorgingsstaat relatief veel zekerheid biedt om schokken (zoals baanverlies of arbeidsongeschiktheid) op te vangen, is

er minder noodzaak voor Nederlandse huishoudens om eigen vermogen op te bouwen dan in landen waar die zekerheid minder is. Met andere woorden, internationale vergelijkingen zijn niet zonder meer te maken.

**Vermogensaandeel van de meest vermogenden nauwelijks beïnvloedt door leeftijdsverschillen.** Ondanks dat ouderen relatief vaak in het bovenste vermogensdeciël zitten, wordt het vermogensaandeel van de tien procent rijkste huishoudens nauwelijks beïnvloed door een verschil in vermogensopbouw tussen leeftijdsgroepen. Als het vermogen met behulp van een kwintielregressie<sup>3</sup> voor leeftijd gecorrigeerd wordt, komt het vermogensaandeel van de tien procent meest vermogenden ongeveer één procentpunt lager uit. Op een totaalaandeel van tussen de 56 en 66 procent het afgelopen decennium is dat verwaarloosbaar (zie figuur 8).

Het doorsnee vermogen van een leeftijdsgroep wordt mede bepaald door de omvang van het eigenwoningbezit (zie figuur 1 in paragraaf 2). Als – naast leeftijd – ook voor het eigenwoningbezit wordt gecorrigeerd valt het vermogensaandeel van de tien procent meest vermogenden wat lager uit dan wanneer alleen voor leeftijd wordt gecorrigeerd. Het verschil met het ongecorrigeerde aandeel komt dan op zo'n zes procentpunt uit. Ook na correctie voor leeftijd en eigenwoningbezit heeft 84 procent van de huishoudens die in het hoogste vermogensdeciël zit een vermogen behorende bij de tien procent hoogste vermogens. De overige zestien procent huishoudens komt na correctie in het negende deciel terecht.

**Figuur 8** Vermogensaandeel 10% meest vermogenden (voor en na leeftijdscorrectie)



<sup>3</sup> Kwintielregressie is minder gevoelig voor een scheve verdeling of outliers dan een 'normale' ols-regressie. Voor vermogens spelen beide problemen, waardoor een ols-regressie minder goed bruikbaar is om te corrigeren voor leeftijd.

Databron: zie figuur 1

Voor de 1 procent meest vermogenden maken dit soort correcties nog minder verschil uit. In 2016 is ongeveer 27 procent van het totale vermogen in bezit van de 1 procent rijkste huishoudens. Correctie voor leeftijd doet dat aandeel dalen met 0,1 procentpunt en correctie voor leeftijd en eigenwoningbezit met 0,5 procentpunt. Deze orde van grootte wordt in alle jaren gevonden. Ongeveer 95 procent van de huishoudens in het hoogste percentiel blijft na correctie voor leeftijd en eigenwoningbezit in het hoogste vermogenspercentiel. De overige 5 procent huishoudens daalt slechts één vermogenspercentiel.

De notie dat mensen op verschillende momenten van de levensloop worden gemeten heeft dus wel impact op de ongelijkheid van de gehele verdeling (waarop de Gini-coëfficiënt betrekking heeft), maar slechts beperkt op het vermogensaandeel van de top van de verdeling. Ondanks dat relatief veel ouderen zich onder de tien procent meest vermogenden bevinden heeft dat nauwelijks te maken met de doorsnee opbouw van vermogen naarmate men ouder wordt. Voor de top één procent meest vermogenden is de invloed zelfs verwaarloosbaar. De leeftijdscorrectie zorgt vooral voor een verschuiving in het midden van de vermogensverdeling.

Het vermogensaandeel van de rijkste tien procent is tussen 2006 en 2016 bijna tien procentpunt gestegen. De sterke toename heeft niets te maken met het feit dat huishoudens op verschillende momenten van hun levensloop worden waargenomen. Met of zonder leeftijdscorrectie is de stijging gedurende deze periode tien procentpunt. Het vermogensaandeel van de rijkste één procent is zowel voor als na correctie met zeven procentpunt gestegen. Deze toenames hebben een andere achtergrond. Eén oorzaak is de daling van huizenprijzen, die de middenklasse in verhouding meer heeft geraakt dan de meest vermogende huishoudens. Eigenwoningvermogen maakt voor de middenklasse een relatief groter deel uit van het totale vermogen dan voor de meest vermogenden. Exclusief vermogen opgebouwd in de eigenwoning zou het aandeel met vijf procentpunt zijn gestegen. Andere belangrijke achtergronden van de toename zijn het sterk gestegen ondernemingsvermogen en vermogen in aanmerkelijk belang van de top twee procent meest vermogenden (Schulenberg 2018).

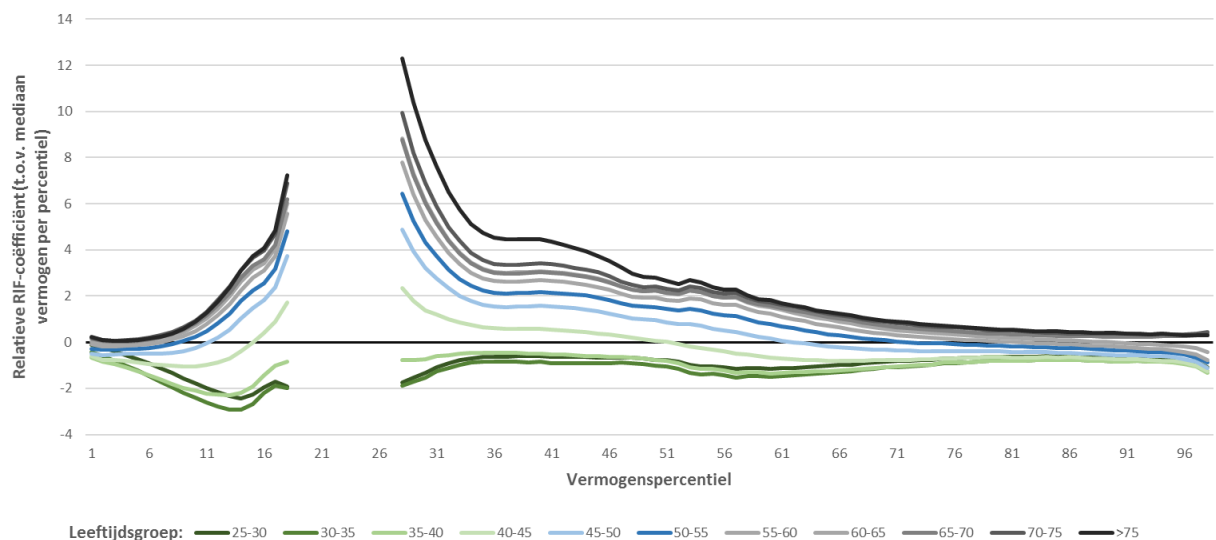
**Marginale effect omvang leeftijdsgroepen op de vermogensverdeling.** Om de effecten van een demografische verandering op verschillende delen van de vermogensverdeling te schatten is wederom een RIF-regressie uitgevoerd. Het verschil met de RIF-regressie van de Gini-coëfficiënt is dat de invloedsfunctie niet voor de Gini-coëfficiënt, maar voor alle individuele percentielen is berekend. Er zijn 99 RIF-regressies uitgevoerd om de marginale effecten van leeftijd op de vermogensverdeling te berekenen. Per percentiel wordt daarmee duidelijk hoeveel vermogens op dat punt van de vermogensverdeling zouden stijgen of dalen als een bepaalde leeftijdsgroep veranderd in omvang.

In Figuur 9 zijn de marginale effecten relatief ten opzichte van het mediaan vermogen van betreffende percentiel weergegeven, waardoor duidelijk wordt waar een verandering van

de omvang van leeftijdsgroepen een relatief grote impact heeft. De figuur laat zien dat de relatieve invloed van leeftijd op de hoogte van de vermogens kleiner wordt naarmate de vermogens toenemen. Met name bij de huishoudens tussen het 15<sup>e</sup> en 35<sup>e</sup> percentiel zijn de marginale effecten groot. Een toename van het aandeel ouderen zorgt voor hogere vermogens en een toename van het aandeel jongeren voor lagere. Hoe ouder, hoe sterker de positieve marginale effecten. Een toenemend aandeel ouderen zorgt daardoor voor een meer gelijke vermogensverdeling omdat het de doorsnee vermogens van huishoudens in de lagere percentielen verhoogt.

Deze figuur verklaart ook waarom verschillen in leeftijd wel grote invloed hebben op de Gini-coëfficiënt en niet op het vermogensaandeel van de rijksten. Bij de twintig procent hoogste vermogens is het (relatieve) marginale effect van de verschillende leeftijdsgroepen op de vermogens beperkt. Veranderingen in de omvang van leeftijdsgroepen hebben vooral grotere impact op de hoogte van de vermogens in het (ruime) midden en de onderkant (met uitzondering van de allerlaagste percentielen) van de vermogensverdeling. De Gini-coëfficiënt is vooral gevoelig voor verandering in het midden van de verdeling.

**Figuur 9** Marginale effecten (RIF-coëfficiënten) van leeftijd op de vermogenspercentielen 2016



Databron: zie figuur 1.

\*Marginale effecten zijn berekend ten opzichte van het vermogensniveau van betreffend percentiel. Tussen het 18<sup>e</sup> en 28<sup>e</sup> percentiel liggen de gemiddelde vermogens rond de nul, waardoor de relatieve scores oneindig worden. Deze zijn daarom niet afgebeeld. De leeftijdscategorie <25 is de referentiecategorie in de RIF-regressieanalyse.



## 6 Conclusie

Uit veel onderzoeken komt naar voren dat de vermogensongelijkheid in Nederland hoog is, bijvoorbeeld in vergelijking met de inkomensongelijkheid en met andere landen. Dit artikel laat zien dat een deel van die ongelijkheid een demografische achtergrond heeft, maar de ontwikkeling van de ongelijkheid niet. Vermogens worden opgebouwd gedurende de gehele levensloop. Jongeren hebben daarvoor minder tijd gehad dan ouderen. Vermogensongelijkheid ontstaat mede doordat vermogens van huishoudens op verschillende momenten van hun levensloop worden gemeten. Dat deel van de ongelijkheid hoeft niet zonder meer als problematisch te worden beoordeeld<sup>4</sup>. Tegelijkertijd laat dit artikel zien dat demografie nauwelijks bijdraagt aan het hoge en stijgende vermogensaandeel van de meest vermogenden huishoudens. Demografie is belangrijk om mee te wegen in discussies over vermogensongelijkheid, maar zeker niet de enige verklaring.

**Leeftijd van invloed op vermogensongelijkheid, nauwelijks op vermogensaandeel meest vermogenden.** De Gini-coëfficiënt van vermogensongelijkheid is in Nederland anno 2016 – berekend met een verbeterde methodiek van Raffinetti e.a. (2015) circa 0,8. Ongeveer veertig procent van deze ongelijkheid kan verklaard worden door verschillen in vermogens tussen (vijfjarige) leeftijdsgroepen. Dit wordt niet alleen veroorzaakt doordat huishoudens op verschillende momenten van hun levensloop zijn gemeten, maar ook door cohortverschillen. De babyboomgeneratie heeft bijvoorbeeld meer vermogen dan oudere generaties, met name als gevolg van een hoger aandeel eigenwoningbezit. Ook valt op dat de vermogensopbouw van de jongste generaties achter lijkt te blijven bij iets oudere generaties op jongere leeftijd, vooral veroorzaakt door de woningmarktcrisis.

Een andere manier om naar de vermogensongelijkheid te kijken is door het vermogensaandeel van de rijkste huishoudens. In 2016 lag het vermogensaandeel van de tien procent rijkste huishoudens op circa twee derde van het totale vermogen. Dat aandeel wordt slechts beperkt beïnvloed door verschillen tussen leeftijdsgroepen. Het vermogensaandeel van de één procent rijkste huishoudens hangt zelfs niet of nauwelijks samen met verschillen tussen leeftijdsgroepen. Leeftijd heeft vooral invloed op de vermogensongelijkheid doordat het voor verschillen in vermogensopbouw in het middelste deel (en deels aan de onderkant) van de verdeling zorgt. Daardoor hebben verschillen tussen leeftijdsgroepen wel invloed op de Gini-coëfficiënt en nauwelijks op het vermogensaandeel van de topvermogenden. De vermogens van de meest vermogenden staan grotendeels los van een doorsnee vermogensopbouw gedurende de levensloop.

---

<sup>4</sup> Dit oordeel hangt ook af van de hoogte van de vermogens bij verschillende leeftijden. Gemiddeld gesproken neemt het vermogen langzamerhand toe met het ouder worden en volgt de vermogensopbouw een redelijk natuurlijk levenslooppatroon (zie figuur 1). Meer problematisch zou zijn als de demografische component van de ongelijkheid veroorzaakt wordt door het verschil tussen een doorsnee vermogen van bijvoorbeeld 0 euro voor een groot deel van de leeftijdsgroepen en een hoog bedrag voor een klein deel.

**Toegenomen ongelijkheid door woningmarktcrisis en groeiend ondernemersvermogen en aanmerkelijk belang.** Tussen 2006 en 2016 is de vermogensongelijkheid toegenomen. Dat kan niet verklaard worden door demografische trends, aangezien het toegenomen aandeel ouderen de Gini-coëfficiënt juist heeft verlaagd. De gestegen Gini-coëfficiënt hangt bijna volledig samen met groeiende verschillen tussen leeftijdsgroepen, met name als gevolg van de woningmarktcrisis.

De dynamiek op de woningmarkt speelt een belangrijke rol in de ontwikkeling van de vermogensongelijkheid. Ruim veertig procent van het totale vermogen van huishoudens is opgebouwd in de eigen woning. Met name bij jongeren en bij de middenklasse maakt het eigenwoningvermogen een relatief groot deel van het totale vermogen uit. De sterke daling van de huizenmarktprijzen gedurende de crisis heeft daardoor gezorgd voor een relatief grotere afname van de vermogens van de middenklasse dan voor de meest vermogenden en voor toenemende verschillen in vermogensopbouw tussen jong en oud. Dat heeft geleid tot een toename van de vermogensongelijkheid. Kooiman en Lejour (2016) hebben eerder al laten zien dat de vermogensongelijkheid veel minder zou zijn toegenomen bij gelijkblijvende huizenprijzen. Nu het niveau van de huizenprijzen weer boven dat van voor de crisis zit is vermoedelijk een deel van de gestegen vermogensongelijkheid weer ongedaan gemaakt.

Het vermogensaandeel van de tien procent meest vermogenden is met tien procent gestegen, waarvan zeven procent toe te schrijven is aan een toename van de vermogens van de één procent rijksten. Dit toenemend vermogensaandeel van de rijksten wordt niet verklaard door groeiende verschillen tussen leeftijdsgroepen. Dat hangt – naast de woningmarktcrisis waar de meest vermogenden relatief minder last van hebben gehad – vooral samen met een groeiend ondernemersvermogen en een toenemend aandeel aanmerkelijk belang (Schulenberg 2018). Die toename van ondernemingsvermogen en aanmerkelijk belang concentreert zich vooral bij de rijkste twee procent, wat ook verklaart dat de vermogenstoename binnen de topvermogenden scheef verdeeld is.

#### **Auteur**

René Schulenberg (e-mail: [rschulenberg@minszw.nl](mailto:rschulenberg@minszw.nl)) is beleidsmedewerker van het ministerie van Sociale Zaken en Werkgelegenheid

Met dank aan Manuel Buitenhuis, Arjan Lejour, Jan-Maarten van Sonsbeek, Elise Splint en twee anonieme referenten voor commentaar op eerder versies van dit artikel.

## Literatuur

- Bavel, B. van, 2014, Vermogensongelijkheid in Nederland: De vergeten dimensie. In: M. Kremer, M. Bovens, E. Schrijvers en R. Went (red.), *Hoe ongelijk is Nederland: Een verkenning van de ontwikkeling en gevolgen van economische ongelijkheid*. Amsterdam: Amsterdam University Press.
- Caminada, K., K. Goudswaard en M. Knoef, 2014, Vermogen in Nederland gelijker verdeeld sinds eind negentiende eeuw, *Me Judice*, 27-6-2016. <http://www.mejudice.nl/artikelen/detail/vermogen-in-nederland-gelijker-verdeeld-sinds-eind-negentiende-eeuw>
- Caminada, K., K. Goudswaard, J. Been, 2017, De ontwikkeling van inkomensongelijkheid in inkomenshervdeling in Nederland 1990-2014, Leiden University. [https://openaccess.leiden-univ.nl/bitstream/handle/1887/46107/kc\\_2017\\_03.pdf?sequence=1](https://openaccess.leiden-univ.nl/bitstream/handle/1887/46107/kc_2017_03.pdf?sequence=1)
- CBS, 2017a, Inkomens- en vermogensongelijkheid van huishoudens. Maatwerktabel CBS. <https://www.cbs.nl/nl-nl/maatwerk/2017/07/inkomens-en-vermogensongelijkheid-van-huishoudens>
- CBS, 2017b, Documentatie Vermogens van huishoudens (revisie 2017) (VEHTAB), Leidschenveen. <https://www.cbs.nl/-/media/cbs%20op%20maat/microdatabestanden/documents/2019/08/vehtab.pdf>
- Firpo, S., N. Fortin en T. Lemieux, 2009, Unconditional quantile regressions, *Econometrica*, vol. 77(3): 953-973.
- Janssen, S., 2017, Oud streeft jong voorbij, ING Economisch Bureau, 19 mei 2017. <https://www.ing.nl/zakelijk/kennis-over-de-economie/onze-economie/de-nederlandse-economie/publicaties/oud-streeft-jong-voorbij-op-woningmarkt.html>
- Kooiman, T. en A. Lejour, 2016, Vermogensongelijkheid in Nederland 2006-2013, Den Haag: Centraal Planbureau.
- Mookherjee, D. en A.F. Shorrocks, 1982, A decomposition analysis of the trend in U.K. income inequality, *Economic Journal*, vol. 92(368): 886-902.
- OECD, 2015, *In it together: why less inequality benefits all*, OECD Publishing, Parijs.
- Balestra, C en R. Tonkin, Inequalities in household wealth across OECD countries, OECD Statistics Working Papers 2018/01, OECD Publishing, Parijs.
- Raffinetti, E., E. Siletti, A. Vernizzi, 2015, On the Gini coefficient normalization when incomes with negative values are considered, *Statistical Methods & Applications*, vol. 24 (3), 507-521.
- Reuten, G., 2018, De Nederlandse vermogensverdeling in internationaal perspectief, *TPEdigitaal*, vol. 12(2): 1-8.
- Salverda, W., 2015, Vermogensongelijkheid op recordhoogte, *Me Judice*: 13 april 2015. <http://www.mejudice.nl/artikelen/detail/vermogensongelijkheid-op-recordhoogte>
- Schulenberg, R., 2018, Toenemende vermogensongelijkheid in Nederland, *ESB*, vol. 103 (4762): 286.

## Bijlage 1 Formule decompositie Gini-coëfficiënt

De Gini-coëfficiënt van de totale populatie kan met onderstaande formule worden berekend, volgens een methode van Mookherjee en Shorrocks (1982).

$$G = G^t + \sum B_i * V_i * G^b_i + R$$

$G^t$  is de Gini-coëfficiënt als het vermogen van ieder huishouden wordt vervangen door het gemiddelde vermogen van de leeftijdsgroep waartoe het huishouden behoort. Dit geeft daardoor de ongelijkheid tussen leeftijdsgroepen weer.

Het middelste deel van de vergelijking geeft het deel van de ongelijkheid weer dat wordt veroorzaakt door ongelijkheid binnen leeftijdsgroepen.  $G^b_i$  is de Gini-coëfficiënt binnen leeftijdsgroep  $i$ .  $B_i$  is de relatieve omvang van leeftijdsgroep  $i$  en  $V_i$  is het vermogensaandeel van leeftijdsgroep  $i$ . Dit deel vertegenwoordigt het gewogen gemiddelde van de Gini-coëfficiënt van iedere leeftijdsgroep. Gesommeerd levert dat de ongelijkheid binnen leeftijdsgroepen op.

Ten slotte is er een residuele term  $R$ , ook wel overlap of interactie genoemd. Deze geeft weer in hoeverre de vermogensverdeling van de te onderscheiden groepen elkaar overlappen. Hoe meer onderscheidend de groepen zijn qua vermogen, hoe kleiner de overlap.  $R$  is dus gelijk aan 0 als de vermogensspreiding van de subgroepen niet overlapt. Het residu kan alleen positief zijn.

## Bijlage 2 Methode RIF-regressie

In deze bijlage zijn in het kort de formules achter de RIF-regressies beschreven. Voor een uitgebreidere beschrijving verwijs ik naar bijvoorbeeld Firpo e.a. (2009). In het kort bestaan de RIF-analyses uit twee stappen. In de eerste stap worden de vermogens van alle huishoudens getransformeerd met behulp van een Recentered Influence Function van een verdelingsstatistiek (in dit geval de Gini-coëfficiënt en de kwintielen). In de tweede stap wordt een ols-regressie gedaan, met de getransformeerde vermogens als afhankelijke variabele en (in dit geval) huishoudkenmerken als de onafhankelijke variabelen.

De Recentered Influence Function (RIF) is in algemene zin gedefinieerd als:

$$RIF(y; v) = v(F) + IF(y; v)$$

$v(F)$  is een verdelingsstatistiek (bijvoorbeeld gemiddelde, kwintiel, Gini et cetera) en  $IF(y; v)$  is de invloedsfunctie die bij betreffende verdelingsstatistiek hoort. De invloedsfunctie geeft de invloed van een individuele observatie op de verdelingsstatistiek weer. Er kunnen

allerhande verdelingsstatistieken gebruikt worden, die allemaal hun eigen invloedsfunctie hebben. In dit artikel is gebruik gemaakt van kwintielen en de Gini-coëfficiënt. Beide invloedsfuncties zijn hieronder beschreven.

**Kwintielen.** De invloedsfunctie voor een bepaalde kwintiel  $Q_\tau$  :

$$RIF(y; Q_\tau) = Q_\tau + \frac{\tau - I(y \leq Q_\tau)}{f_y(Q_\tau)}$$

$Q_\tau$  is een kwintiel, bijvoorbeeld het 25<sup>e</sup> percentiel. In deze formule is  $f_y(Q_\tau)$  de marginal density van  $y$  op kwintiel  $Q_\tau$ , ingeschat met behulp van een kernel methode.  $I(y \leq Q_\tau)$  is een functie die weergeeft of de waarde van de uitkomstvariabele onder  $Q_\tau$  ligt.

**Gini.** De invloedsfunctie van de Gini-coëfficiënt is als volgt:

$$RIF(y; Gini) = 1 + B_2(F_y)y + C_2(y; F_y)$$

Met:

$$B_2(F_y) = 2\mu^{-2}R(F_y)$$

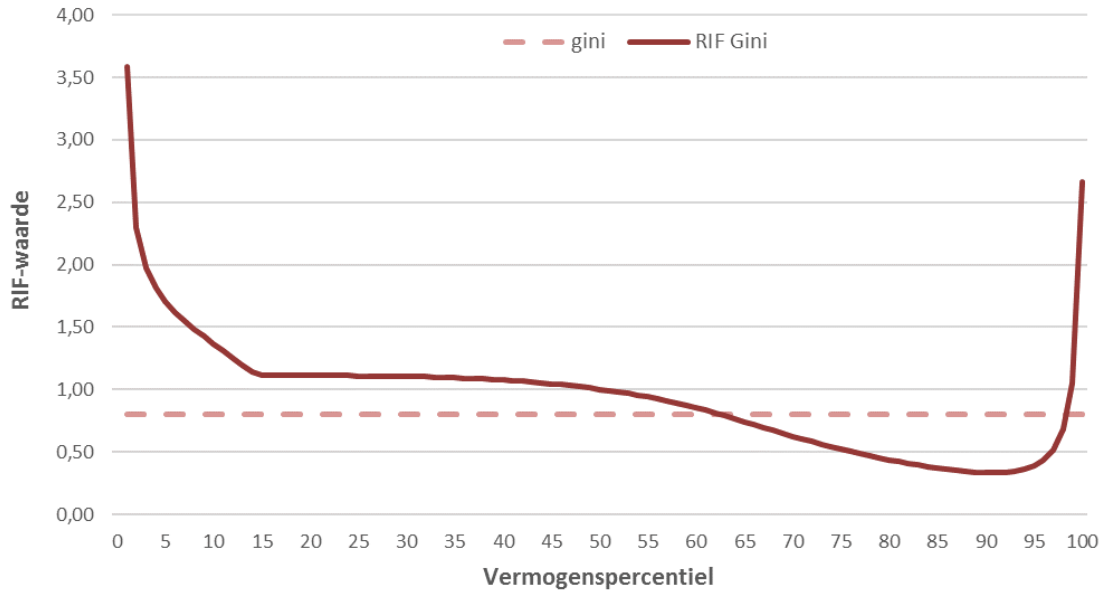
$$C_2(y; F_y) = -2\mu^{-1}[y[1 - p(y)] + GL(p(y); F_y)]$$

En

$$R(F_y) = \int_0^1 GL(p(y); F_y) dp$$

In deze formules is  $p(y)$  de cumulatieve kans van vermogen,  $\mu$  het gemiddeld vermogen en  $GL(p; F_y)$  de generalized lorenz ordinate.

De invloedsfunctie transformeert het vermogen van ieder huishouden in een RIF-waarde. In figuur tien is te zien hoe hoog die RIF-waarde is over de vermogensverdeling. De RIF-waarde van de Gini-coëfficiënt ligt boven de 'normale' waarde van de Gini-coëfficiënt aan de boven- en onderkant van de verdeling. Dit betekent dat een groei van groepen huishoudens die relatief veel aan de uiteinden van de verdeling voorkomen zorgt voor een hogere Gini-coëfficiënt. Hogere inkomensgroepen komen bijvoorbeeld relatief veel voor aan de bovenkant van de vermogensverdeling. Een toename van het aandeel huishoudens met een hoger inkomen zorgt daardoor voor een hogere Gini-coëfficiënt van vermogens. Een toename van groepen die relatief veel in het midden van de verdeling zitten zorgen daarentegen voor een daling van de Gini-coëfficiënt.

**Figuur 10** RIF-waarde per vermogenspercentiel 2016

**Regressieanalyse.** Met de invloedsfuncties wordt het vermogen getransformeerd naar de RIF-waarde van respectievelijk de kwintielen en de Gini-coëfficiënt. In de tweede stap van de analyse is die RIF-waarde de afhankelijke variabele in een ordinary least squares regressie met de leeftijdsgroepen als onafhankelijke variabelen. Voor ieder percentiel is een aparte regressieanalyse uitgevoerd. Voor de Gini-coëfficiënt is één regressieanalyse afdoende.

In onderstaande gebruikte formules is  $L$  een vector van  $K-1$  dummyvariabelen voor de 12 leeftijdsgroepen voor huishouden  $i$ .  $C$  is een vector van controlevariabelen (opleidingsniveau, etniciteit, woningeigendom, belangrijkste inkomensbron, inkomensniveau en woonachtige regio). De coëfficiënten  $B_k$  zijn de schattingen van de RIF-coëfficiënten. Deze kunnen geïnterpreteerd worden als de marginale effecten van een verandering van de omvang van een leeftijdsgroep op de hoogte van de vermogens behorende bij een bepaalde kwintiel, respectievelijk de hoogte van de Gini-coëfficiënt. Voor ieder afzonderlijk percentiel  $Q$  is onderstaande RIF-regressie uitgevoerd (in totaal dus 99 regressies):

$$RIF^Q_i = \alpha + \beta_k L_i + \gamma_l C_i + \varepsilon$$

Voor de Gini-coëfficiënt  $Q$  is onderstaande RIF-regressie uitgevoerd:

$$RIF^{Gini}_i = \alpha + \beta_k L_i + \gamma_l C_i + \varepsilon$$