Netspar

Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement

NETSPAR INDUSTRY SERIES

Het delen van langlevenrisico

Anja De Waegenaere
Agnes Joseph
Pascal Janssen
Michel Vellekoop

DESIGN PAPER 125

DESIGN PAPERS zijn onderdeel van de **refereed Industry Paper Series**, dat wil zeggen beoordeeld en geaccordeerd door de Netspar Editorial Board. Ze bediscussiëren het ontwerp van (een component van) een pensioensysteem of -product, analyseren de doelstelling en bieden mogelijkheden voor het verbeteren van de doeltreffendheid ervan. Dit type paper is toegankelijk geschreven voor specialisten uit de sector, verantwoordelijk voor het ontwerpen van de besproken component. Design Papers bevatten een sectie waarin de auteurs naar aanleiding van de analyse hun eigen mening geven. Design Papers worden ter bespreking gepresenteerd bij Netspar evenementen, waarbij de panelleden bestaan uit vertegenwoordigers van academici en partners uit de sector, samen met internationale wetenschappers. Netspar Design Papers worden beoordeeld door de Netspar Editorial Board alvorens tot publicatie wordt overgegaan.

Colofon
Netspar Design Paper 125, juni 2019

Editorial Board
Rob Alessie – Rijksuniversiteit Groningen
Iwan van den Berg – AEGON
Mark-Jan Boes – VU Amsterdam & ABN Amro
Mark Boumans – PGGM
Kees Goudswaard – Universiteit Leiden
Arjen Hussem – PGGM
Bert Kramer – Rijksuniversiteit Groningen & Ortec Finance
Fieke van der Lecq (voorzitter) – VU Amsterdam
Roderick Molenaar – Robeco
Raymond Montizaan – Universiteit Maastricht
Alwin Oerlemans – APG
Maarten van Rooij – De Nederlandsche Bank
Peter Schotman – Universiteit Maastricht
Koen Vaassen – Achmea
Mieke van Westing – Nationale Nederlanden
Peter Wijn – APG
Marianne Zweers – a.s.r.

Ontwerp
B-more Design

Vormgeving
Bladvulling, Tilburg

Redactie
Jolanda van den Braak, Nijmegen
Netspar

Design Papers is een uitgave van Netspar. Niets uit deze uitgave mag worden vermenigvuldigd, op welke wijze dan ook, zonder voorafgaande toestemming van de auteur(s).

INHOUD

Samenvatting 4
Summary 5

1. *Inleiding* 6
2. *Aanbevelingen* 9
3. *Impact van de verschillende risico's zonder herverdeling* 13
4. *Directe herverdeling van schokken aan het eind van elk jaar* 26
5. *Buffering van schokken over meerdere jaren* 52

Appendices 54
Referenties 64

Affiliaties
Anja De Waegenaere – Tilburg University
Agnes Joseph – Achmea
Pascal Janssen – PGGM
Michel Vellekoop – University of Amsterdam

Samenvatting

De levensverwachting is de afgelopen decennia gemiddeld flink toegenomen. Wanneer pensioenfondsen en verzekeraars uitrekenen hoeveel geld er nu nodig is om mensen straks levenslang een bepaald pensioeninkomen te kunnen bieden, proberen ze toekomstige overlevingskansen zo goed mogelijk in te schatten. Omdat het onmogelijk is om toekomstige sterftekansen perfect te voorspellen, worden deze inschattingen regelmatig bijgesteld.

Als het opvangen van dit zogenaamde *macrolanglevenrisico* binnen een pensioenfonds uniform verloopt via de dekkingsgraad, vinden we voor alle leeftijden ongeveer dezelfde procentuele verandering van de opgebouwde pensioeninkomens, die zowel positief als negatief kan zijn. Maar als we voor iedere leeftijdsgroep apart een inschatting maken, vinden we dat het effect voor de jongeren een stuk groter is dan voor de ouderen.

Premieovereenkomsten winnen aan populariteit en er wordt ook gesproken over de mogelijkheid om werknemers hun pensioen op te laten bouwen via persoonlijke pensioenpotjes. Dan kan men ook onderscheid maken tussen verschillende generaties bij het herverdelen van dit langlevenrisico. Zo is het bijvoorbeeld mogelijk om het risico van de alleroudsten te laten overnemen door de actieve deelnemers.

In dit paper worden een aantal regels voor risicodeling geanalyseerd. De fondssamenstelling blijkt een grote invloed te hebben op de effecten van risicodelingsregels voor verschillende leeftijdsgroepen. Daarom moeten aanbieders van pensioenproducten of de sociale partners daar rekening mee kunnen houden wanneer ze beslissen hoe het langlevenrisico precies toegedeeld gaat worden.

Summary

Average life expectancy has increased considerably over the past decades. When pension funds and insurance companies determine how much capital is needed to provide people with a certain pension income for life, they use estimates for future survival probabilities. Because it is impossible to perfectly predict future survival probabilities, these estimates are updated frequently.

If this so-called *macro longevity risk* within a pension fund is shared uniformly via the funding ratio, all age groups will experience approximately the same percentage change in accrued pension income, which may be positive or negative. But if we estimate the effect for each age group separately, we find that the effect for younger people is much larger than for the elderly.

Defined contribution schemes gain in popularity and there is currently discussion about the possibility of having employees build up their pension in personalized accounts. This makes it possible to distinguish between different generations when redistributing this longevity risk. It is then possible, for example, that the longevity risk of the oldest participants is taken over by the active participants.

In this paper a number of rules for risk sharing is analyzed. The fund composition appears to have a major influence on the effects of risk sharing rules for different age groups. That is why providers of pension products or the social partners must be allowed to take fund composition into account when deciding how longevity risk will be shared.

1. Inleiding

1.1. Doel van het onderzoek

Het regeerakkoord van 2017[1] spreekt over een hervorming van het aanvullende pensioenstelsel. Daarbij verwijst het kabinet naar rapporten van de Sociaal Economische Raad[2] (SER 2015, 2016). De SER onderzoekt de mogelijkheid van een persoonlijk pensioenvermogen gecombineerd met het behoud van collectieve risicodeling.

Op hoofdlijnen zien de huidige plannen voor het nieuwe contract[3] er als volgt uit. In de opbouwfase heeft een deelnemer een persoonlijk pensioenvermogen. Vervolgens is er een collectieve uitkeringsfase, die in principe aansluit bij de spelregels van de Wet verbeterde premieregeling[4]. Daarnaast wordt in de rapporten van de SER ook de mogelijkheid genoemd dat financiële schokken en schokken in de levensverwachting gedeeld worden over alle generaties, dus over de opbouw- en de uitkeringsfase heen.

Het afgelopen jaar was er veel aandacht voor de effecten van de overgang van een uitkeringsovereenkomst naar zo'n nieuw SER-contract. Als we kijken naar de collectieve risicodeling tussen alle generaties, dan lag de focus tot nu toe op de mogelijkheid van het delen van financiële schokken (aandelenschokken) via een collectieve buffer. Dit paper focust juist op het delen van schokken in de levensverwachting. We bekijken daarbij zowel de mogelijkheden binnen het nieuwe collectieve contract als de mogelijkheden binnen de Wet verbeterde premieregeling (WVP).

Het binnen een pensioencontract of binnen de Wvp delen van schokken in de levensverwachting over generaties is potentieel aantrekkelijk. Schokken in de levensverwachting kunnen een grote impact op pensioen hebben. Gaan deelnemers in verwachting langer leven dan eerder geraamd, dan wordt pensioen ook duurder. Zonder een risicodelingsmechanisme binnen het nieuwe contract, leidt een duurder pensioen bij ongewijzigde premie direct tot een lagere pensioenuitkering voor elk cohort. Dit is een risico waartegen de deelnemer zich niet of nauwelijks via de financiele markten kan beschermen.

---

[1] https://www.kabinetsformatie2017.nl/documenten/publicaties/2017/10/10/regeerakkoord-vertrouwen-in-de-toekomst

[2] https://www.ser.nl/nl/actueel/werkprogramma/toekomst-pensioenstelsel.aspx

[3] het SER alternatief voor uitkeringsovereenkomsten

[4] https://zoek.officielebekendmakingen.nl/stb-2016-248.html

Terwijl zo'n schok voor jongeren pas (ver) in de toekomst effect zal hebben, voelen de gepensioneerden direct de impact op hun pensioeninkomen. Een pensioenfonds kan meerwaarde bieden door het langlevenrisico te delen tussen de verschillende generaties in het fonds en/of door oudere generaties (deels) te laten beschermen tegen het risico door jongere generaties.

In dit paper analyseren we een aantal verdeelregels voor langlevenrisico. Naast de mogelijkheden die nu al voorzien zijn in de Wvp en in het nieuwe collectieve contract, introduceren we ook een aantal alternatieve regels waarbij we toelaten dat het risico gedeeld wordt tussen de opbouwfase en de uitkeringsfase.

1.2. Opzet en afbakening van de analyse

We bekijken de situatie waarin iedere deelnemer beschikt over een individueel pensioenvermogen. Voor alle deelnemers (dus ook voor de actieven) kan dit pensioenvermogen in enig jaar actuarieel neutraal vertaald worden naar een pensioenaanspraak. Voor gepensioneerden betreft het het pensioeninkomen dat ze jaarlijks ontvangen; voor actieven betreft het het verwachte toekomstige pensioeninkomen. Indien dan gedurende het jaar precies evenveel deelnemers overleven als van tevoren ingeschat (geen microlanglevenrisico) en indien sterfteprognoses voor toekomstige jaren niet worden aangepast (geen macrolanglevenrisico), dan is er bij het begin van het volgende jaar precies genoeg vermogen om al deze pensioenaanspraken zonder aanpassing te blijven financieren. Echter, ten gevolge van microlanglevenrisico en macrolanglevenrisico kan een tekort of overschot ontstaan. We analyseren een situatie waarin ontstane tekorten of overschotten aan het eind van elk jaar direct worden verwerkt in de pensioenaanspraken door middel van een proportionele correctiefactor. De pensioenaanspraken worden dus naar beneden bijgesteld als de levensverwachting meer toeneemt dan verwacht of meer deelnemers overleefden dan verwacht, en wordt naar boven bijgesteld als de levensverwachting minder toeneemt dan verwacht of minder deelnemers overleefden dan verwacht. De correctiefactoren hangen af van de mate waarin deelnemers het micro- en macrolanglevenrisico met elkaar delen. Als bijzondere gevallen bekijken we: (i) risicodeling zoals in het huidige collectieve contract, dat wil zeggen via een uniforme aanpassing van de pensioenaanspraken van alle deelnemers, en (ii) risicodeling enkel in de uitkeringsfase, zoals in de Wvp. Daarnaast introduceren en analyseren we alternatieve verdeelregels.

Enkele belangrijke kanttekeningen:

- We gaan er in de berekeningen van uit dat langlevenrisico ieder jaar direct verrekend wordt, dus langlevenrisico wordt niet uitgesmeerd over de tijd. Een langlevenschok resulteert daarom direct in een aanpassing van de pensioenaanspraken van de deelnemers. De Wvp staat toe om schokken in het uitkeringscollectief te spreiden over maximaal 10 jaar. Voor het nieuwe contract wordt gesproken over een collectieve buffer om risico's te spreiden. Er is echter nog niet gespecificeerd volgens welke regels de inleg in en onttrekking aan zo'n buffer plaats zou vinden. De details van deze verdeelregels zijn nodig om de effecten van spreiding van langlevenrisico in de tijd te kwantificeren. We bespreken deze effecten daarom enkel kwalitatief (paragraaf 5.2).

- Daarnaast geldt dat we in de analyse alleen naar ouderdomspensioen hebben gekeken en het nabestaandenpensioen niet hebben meegenomen. Het nabestaandenpensioen heeft een mitigerend effect op het langlevenrisico, omdat de waarde van het nabestaandenpensioen doorgaans tegengesteld beweegt aan de waarde van het ouderdomspensioen wanneer sterftekansen veranderen.

- De resultaten zijn gebaseerd op scenario's die gesimuleerd zijn met het Lee-Carter-model. Alhoewel dit model goed aansluit bij de methodiek die door het Actuarieel Genootschap wordt gehanteerd voor sterfteprognoses, kan niet worden uitgesloten dat toekomstige schokken een andere orde van grootte of ander patroon (over leeftijden) zullen vertonen.

Het paper is als volgt opgebouwd. In het volgende hoofdstuk formuleren we de aanbevelingen. In hoofdstuk 3 bespreken we de verschillende vormen van langlevenrisico. We kwantificeren ook de impact van deze risico's voor verschillende cohorten indien zij het risico niet onderling delen. In hoofdstuk 4 analyseren we een aantal verdeelregels die verschillen in de manier waarop de deelnemers het langlevenrisico met elkaar delen. In hoofdstuk 5 bespreken we (kwalitatief) de effecten van het uitsmeren van schokken over de tijd.

2. Aanbevelingen

De belangrijkste aanbevelingen luiden als volgt:

- **Aanbeveling 1**: *Met betrekking tot microlanglevenrisico adviseren we om het risico te delen met een zo groot mogelijke groep, idealiter dus met alle actieven, slapers en gepensioneerden.*

De motivering voor dit voorstel luidt als volgt. Hoe groter de groep waarover het risico gedeeld wordt, hoe kleiner het risico per deelnemer wordt. Dit komt omdat dit risico verschillende deelnemers vrijwel onafhankelijk treft. Zo is het goed mogelijk dat in de leeftijdsgroep van 35 tot 40 jaar het aantal deelnemers dat overlijdt in een bepaald jaar lager is dan verwacht, terwijl in de leeftijdsgroep van 40 tot 45 juist minder deelnemers overlijden dan verwacht. De effecten op de benodige totale voorzieningen middelen dus deels tegen elkaar uit. Als de groep groot genoeg wordt, dan wordt het risico verwaarloosbaar klein. Uiteindelijk hebben alle deelnemers dus profijt van het delen van dit risico.

- **Aanbeveling 2**: *Voor macrolanglevenrisico stellen we voor om drie groepen deelnemers te onderscheiden:*
  - een groep die vrijgesteld wordt van het risico;
  - een groep die enkel zijn eigen risico draagt;
  - een groep die zijn eigen risico plus het risico van de vrijgestelde groep draagt.

De motivering voor dit voorstel, dat we aan zullen duiden als de DJJV-regel, luidt als volgt. Macrolanglevenrisico is een risico dat niet kleiner wordt door het met meer deelnemers te delen. Dat komt omdat dit risico alle deelnemers vaak op een soortgelijke manier treft. Als een bijstelling van sterfteprognoses leidt tot een toename in levensverwachting voor een bepaald cohort, dan geldt dit meestal ook voor (bijna) alle andere cohorten. Hetzelfde geldt voor een daling in levensverwachting. In tegenstelling tot microlanglevenrisico middelen de effecten voor verschillende cohorten dus typisch niet tegen elkaar uit. Deelnemers hebben daarom a priori geen voordeel bij het uniform met elkaar delen van macrolanglevenrisico. In het bijzonder vinden we dat het pensioen van de ouderen meer volatiel wordt indien het risico uniform gedeeld wordt over alle cohorten (zie bijvoorbeeld Figuur 7, links boven). We stellen daarom

als alternatief een regel voor die de flexibiteit biedt om een bepaalde groep deelnemers (zeg, de ouderen) volledig te beschermen tegen langlevenrisico; andere deelnemers (bijvoorbeeld de actieven) nemen dit risico dan over. We merken hierbij op dat schokken ex ante vrijwel symmetrisch zijn en dus ook positief kunnen uitpakken. Het overnemen van risico kan dus voor zowel de groep die overneemt als de groep die vrijgesteld wordt zowel positief als negatief uitpakken in enig jaar. Als de groep die beschermd wordt langer leeft dan verwacht, dan treft dit de groep die het risico overneemt nadelig. Als de groep die beschermd wordt korter leeft dan verwacht, dan heeft de groep die het risico overneemt hier een voordeel van. Overnemen van het risico betekent dus vooral overnemen van *fluctuaties*.

Deze vorm van risico-overname[5] is op dit moment niet via de markt te realiseren. Er is nauwelijks markt voor het verhandelen van langlevenrisico. Bovendien is het risico erg afhankelijk van bijvoorbeeld modelkeuze. Daarom is het op dit moment niet mogelijk om een objectieve prijs vast te stellen voor het overnemen van dit risico zonder de risicohouding van deelnemers in de analyse te betrekken.[6] In een collectief contract kan afgesproken worden dat risico wordt overgedragen zonder dat er een premie voor bepaald/betaald wordt. Dit overnemen van risico zonder compensatie is dan gebaseerd op het principe van solidariteit tussen verschillende leeftijdsgroepen. Daarbij is het belangrijk dat de jongere cohorten die een zekere mate van bescherming tegen langlevenrisico bieden aan oudere cohorten ervan uit mogen gaan dat ze zelf op latere leeftijd ook beschermd zullen worden. Een collectief contract kan op deze manier een meerwaarde betekenen door het mogelijk maken van een vorm van risico-overname die niet via de markt te realiseren is. Dit zou een argument kunnen zijn voor de verplichtstelling. Wel merken we op dat het ontbreken van een objectieve prijs voor de risico-overname binnen een collectief ook als nadeel kan worden gezien, omdat daardoor moeilijker objectief te onderbouwen is dat de risicodelingsregels evenwichtig de belangen van alle deelnemers meewegen.

- **Aanbeveling 3**: *Het toelaten van flexibiliteit in het bepalen van de leeftijdsgrenzen van de groepen is essentieel. De leeftijdsgrenzen worden idealiter fondsspecifiek bepaald.*

[5]Met risico-overname bedoelen we dat partij A het risico van partij B volledig overneemt. Partij B loopt dan geen risico meer. Het risico voor partij A neemt daardoor toe.

[6]Als men bereid is dat mee te nemen, zou men prijzen vast kunnen stellen middels certainty equivalence-argumenten.

De motivering luidt als volgt. In een groen fonds levert het volledig overnemen van het risico van alle gepensioneerden relatief weinig extra risico op voor de slapers en actieve deelnemers (zie Figuur 8, linksonder). Er is dan geen groep gepensioneerde deelnemers nodig die het eigen risico draagt. Bij een grijs fonds kan die impact voor de actieven echter zeer groot worden (zie Figuur 8, rechtsonder). Het bestuur van het fonds kan er bijvoorbeeld voor kiezen om alleen de 80-plussers volledig vrij te stellen van het risico. De groep van 66 tot 80 jaar neemt dan het eigen risico op zich en de groep actieven en slapers neemt alleen het risico van de 80-plussers over. We illustreren dit in Figuur 8, linksboven voor het groene fonds en rechtsboven voor het grijze fonds. De exacte grenzen van 66 en 80 jaar kunnen bestuurders vaststellen op basis van een evenwichtige belangenafweging.

- **Aanbeveling 4**: *We adviseren om bij de praktische implementatie van de DJJV-verdeelregel abrupte overgangen tussen cohorten te vermijden.*

De motivering luidt als volgt. Indien bij gebruik van de voorgestelde verdeelregel alle gepensioneerden worden vrijgesteld, en er dus geen groep gepensioneerden is die enkel het eigen risico draagt, ontstaat een abrupte overgang tussen de actieven en de gepensioneerden (zie Figuur 8, linksonder). Deze abrupte overgang kan worden vermeden door geleidelijk inkopen van de actieve naar de gepensioneerde fase. Indien er gekozen wordt voor een verdeling in drie groepen waarbij een deel van de gepensioneerden het eigen risico zelf draagt, treedt tevens een abrupte overgang op tussen de groep gepensioneerden die zijn eigen risico draagt en de groep gepensioneerden die beschermd wordt tegen het risico (zie Figuur 8, rechtsonder). Deze abrupte overgang kan worden vermeden door gepensioneerden tot een bepaalde leeftijd een deel van hun eigen schok zelf te laten opvangen en dit deel af te laten nemen met de leeftijd.

- **Aanbeveling 5**: *We adviseren om ex ante concrete afspraken te maken over het maximale extra risico dat mag worden neergelegd bij de groep die risico overneemt en hoe omgegaan wordt met schokken waarin dit maximum wordt overschreden.*

De motivering luidt als volgt. Alhoewel het door ons gebruikte simulatiemodel goed aansluit bij de methodiek die door het Actuarieel Genootschap wordt gehanteerd voor sterfteprognoses, kunnen we niet

uitsluiten dat schokken die zich in de toekomst zullen voordoen een andere orde van grootte of een ander patroon hebben dan de door ons gesimuleerde schokken. Indien een schok optreedt waarvan de impact op ouderen aanzienlijk groter is dan in onze simulaties, dan kan het overdragen van risico van gepensioneerden naar actieven een onwenselijk grote impact hebben op de pensioenaanspraken van de actieven (zie Figuur 14). Het is wenselijk om vooraf af te spreken (dus niet pas nadat zo'n schok zich heeft voorgedaan), hoe wordt omgegaan met dergelijke scenario's. Een mogelijkheid is het invoeren van een stop-loss-regeling waarbij een maximum wordt gesteld aan het extra risico dat bij actieven wordt neergelegd. Indien dit maximum wordt overschreden, wordt het resterende risico door het cohort zelf gedragen[7].

[7]We danken deelnemers aan een bijeenkomst van de onderzoeksgroep Financiën van de SER voor deze suggestie.

3. Impact van de verschillende risico's zonder herverdeling

3.1. Welke vormen van langlevenrisico kunnen we onderscheiden?

In Nederland was in 2016 de resterende levensverwachting voor een 68-jarige[8] man 17.3 jaar en voor een 68-jarige vrouw 20.3 jaar[9]. Als de rente gelijk aan 0 zou zijn, zou dit dus betekenen dat de waarde van de verplichtingen voor een fictieve man die vanaf zijn 68ste recht heeft op 1.000 euro aanvullend pensioen in de maand, op zijn 68ste verjaardag 207.6000 euro bedraagt. Voor een fictieve vrouw van 68 is dat bedrag 243.600 euro.

Uiteraard zijn deze getallen gebaseerd op gemiddelden, want niet iedere 68-jarige zal na exact 17.3 of 20.3 jaar sterven. Bovendien betreft het een momentopname, omdat de verwachte resterende levensverwachting niet constant is in de tijd, maar verandert. Daardoor zal de waarde van de verplichtingen fluctueren:

- De resterende levensverwachtingen zijn gebaseerd op sterftekansen. Zo was er volgens de laatste prognose van het Koninklijk Actuarieel Genootschap een kans van 1.55% dat een man die op 1 januari 2016 zijn 68e verjaardag vierde binnen een jaar zou overlijden; voor een vrouw was die kans 0.99%. In werkelijkheid zullen onder de (ongeveer) 100.000 68-jarige mannen en 100.000 68-jarige vrouwen die Nederland aan het begin van 2016 telde, na een jaar niet precies 1550 en 990 sterftegevallen te betreuren geweest zijn. Als er toevallig wat meer mensen sterven dan vooraf ingeschat betekent dit in een collectief stelsel dat er wat extra geld overblijft voor de overlevenden en bij wat minder sterfte dan verwacht is er juist minder geld over. We kunnen dat opvatten als een (positief of

[8]Hier en in het vervolg gaan we er steeds van uit dat alle deelnemers hun verjaardag op 1 januari vieren zodat de overgang naar een nieuwe leeftijd en de overgang naar een nieuw jaar samenvallen. De eerste pensioenuitkering gebeurt op de 68ste verjaardag en dus aan het begin van het jaar. In werkelijkheid zal dit tot kleine correcties leiden.

[9]Volgens de inschattingen van het Koninklijk Actuarieel Genootschap in 2016, zie de desbetreffende publicatie *de Prognosetafel AG2016*. We zullen bij het bepalen van levensverwachtingen steeds uitgaan van de *cohort*-levensverwachting, hetgeen betekent dat we expliciet meenemen dat sterftekansen in de toekomst anders zullen zijn dan vandaag. Als men dat niet meeneemt en dus impliciet veronderstelt dat de sterftekansen van vandaag voor altijd onveranderd geldig blijven, berekent men de zogenaamde *periode*-levensverwachting. De laatste is de levensverwachting die meestal benadrukt wordt in de jaarlijkse publicaties van het CBS en de levensverwachting die gebruikt wordt om de verhoging van de AOW-leeftijd vast te stellen, maar het is dus niet de inschatting van het aantal jaren dat mensen nog te leven hebben. De periodelevensverwachtingen waren in 2016 respectievelijk 16.0 en 18.6 jaar; het verschil is dus aanzienlijk.

negatief) biometrisch rendement en we noemen de onzekerheid in dat rendement het **microlanglevenrisico**.

- Zelfs als precies het verwachte aantal mensen in een jaar overlijdt (voor zowel het fonds als de rest van de bevolking) kan de waarde van de verplichtingen veranderen wanneer de toekomstige sterftekansen anders ingeschat worden dan voorheen. Als sterftekansen naar boven bijgesteld worden, zal er gemiddeld genomen minder lang pensioeninkomen uitbetaald worden en als ze naar beneden bijgesteld worden juist langer. Veranderingen in de inschatting van toekomstige sterftekansen leiden bij ongewijzigde premie dus tot een nieuwe inschatting van het toekomstig pensioeninkomen. We noemen de onzekerheid die dat met zich meebrengt **macrolanglevenrisico**.

Verschillen tussen micro- en macrolanglevenrisico

In dit voorbeeld is het macrolanglevenrisico groot in vergelijking met het microlanglevenrisico.[10] De grootte van het microlanglevenrisico hangt af van het aantal deelnemers in het fonds. Naarmate er meer mensen in een solidariteitskring zitten, zal het microlanglevenrisico per individu immers kleiner worden, omdat het risico verspreid wordt over meer dragers. Macrolanglevenrisico wordt veel minder effectief gespreid omdat alle deelnemers in een cohort met dezelfde relatieve verhoging of verlaging van het benodigd pensioenkapitaal te maken krijgen, zodat de effecten binnen een cohort niet uitmiddelen. Micro- en macrolanglevenrisico worden om die reden ook wel aangeduid met *idiosyncratisch* en *systematisch* langlevenrisico.

Andere vormen van risico

Naast deze risico's is er ook het risico dat het gehanteerde model niet goed is, het **modelrisico**, of het risico dat het model wel goed is maar de parameters niet geheel overeenkomen met de werkelijkheid, het **parameterrisico**. We zullen in dit paper modelrisico zichtbaar maken door resultaten voor berekeningen onder een alternatief model te tonen. Zie voor een andere keuze van parameters bijvoorbeeld een recent Netspar Design-paper (De Waegenaere, Melenberg, and Markwat 2017) waarin een andere kalibratieperiode wordt gebruikt en de schokken groter zijn.

[10]Dit voorbeeld gaat uit van een fictieve macrolanglevenschok. In het vervolg van het artikel gaan we uit van macrolanglevenschokken die worden gegenereerd door het Lee-Carter-model. Ook dan geldt dat het macrolanglevenrisico groot is, *relatief t.o.v. microlanglevenrisico*.

Wanneer de sterftekansen binnen een pensioenfonds sterk verschillen van die voor de populatie als geheel dan is de factor die gebruikt wordt om de een in de ander om te zetten ook een mogelijke bron van onzekerheid. Dit noemen we **ervaringssterfterisico** [11].

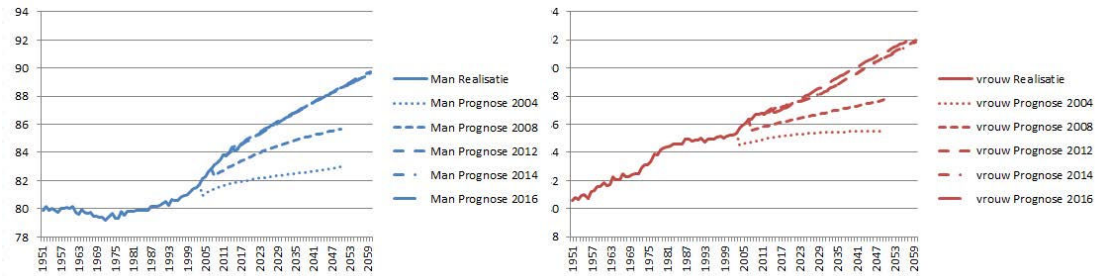
3.2. In hoeverre zijn de verschillende risico's objectief meetbaar en te waarderen?

Microlangleverrisico is relatief objectief te meten[12]. Om het risico te kwantificeren kunnen we een voldoende groot aantal (bijvoorbeeld 10.000) scenario's genereren voor het aantal deelnemers dat overleeft gedurende een jaar. Bij elk scenario hoort een geaggregeerde *best estimate*-waarde van het tot dan toe opgebouwde pensioeninkomen van alle overlevende deelnemers. Indien het aantal deelnemers dat overleeft precies gelijk zou zijn aan het vooraf ingeschatte aantal, dan zou deze geaggregeerde *best estimate*-waarde van de opgebouwde pensioeninkomens van de overlevers precies gelijk zijn aan het geaggregeerde pensioenvermogen en is aanpassing van de pensioeninkomens dus niet nodig. Echter, in de praktijk zal er zo goed als zeker een verschil zijn. In scenario's waar meer mensen overleefden dan verwacht, is de geaggregeerde *best estimate*-waarde van de opgebouwde pensioeninkomens hoger dan het aanwezige pensioenvermogen en moeten (bij gelijkblijvende premie) de pensioeninkomens van de overlevende deelnemers verlaagd worden; in scenario's waar minder mensen overleefden, is de geaggregeerde *best estimate*-waarde lager dan het aanwezige pensioenvermogen en kunnen de ingeschatte pensioeninkomens verhoogd worden. Om een inschatting te maken van de grootte van het risico kunnen we bijvoorbeeld kijken naar het 2.5%-kwantiel (over alle 10.000 scenario's) van de vereiste procentuele aanpassingen van de pensioeninkomens. De kans dat er een aanpassing komt met een grotere impact is dan maximaal 2.5%.

Macrolanglevenrisico is minder objectief meetbaar. Macrolanglevenrisico ontstaat doordat sterfteprognoses met enige regelmaat herzien worden. Indien de voorspelmethode 'perfect' zou zijn, dan zou een herziening nooit leiden tot

[11] De term *basisrisico* vermijden we hier omdat die in de praktijk vaak tot verwarring blijkt te leiden. We merken ook op dat zo'n aanpassing op zich geen risico met zich meebrengt als de benodigde factor goed te meten is en stabiel is in de tijd. Er is pas sprake van een risico als die aanpassing met veel onzekerheid omgeven is.

[12] Microlanglevenrisico is niet helemaal objectief te meten aangezien afwijkingen ten opzichte van de ingeschatte eenjarige overlevingskansen ook het gevolg kunnen zijn van ervaringssterfte.



Figuur 1: Inschattingen resterende levensverwachting Nederland.

een aangepaste prognose. De sterfteverbetering in de toekomst is dan immers al 'correct' verwerkt in de prognose. In praktijk blijkt echter dat het 'perfect' voorspellen van de sterftetrend onmogelijk is. Voorspelmodellen gaan uit van trends die zich in het verleden voordeden en extrapoleren deze zo goed mogelijk naar de toekomst. Echter, de trends uit het verleden zijn niet altijd een perfecte voorspeller voor de toekomst. Sterfteprognoses zijn in het verleden dan ook frequent bijgesteld en men is ook een aantal keren van model veranderd (zie ook Figuur 1). Om langlevenrisico te meten moeten we kwantificeren hoe groot de impact is van dergelijke bijstellingen. Dit kan, gelijkaardig aan microlanglevenrisico, gebeuren door een voldoende groot aantal scenario's te genereren voor een update in de sterfteprognose en de bijbehorende impact in elk scenario te bepalen. Echter, deze resultaten kunnen gevoelig zijn voor de keuze van het prognosemodel dat gebruikt wordt om de scenario's te genereren (modelrisico), en voor schattingsfouten in de modelparameters voor een gegeven model (parameterrisico).

Ervaringsterfterisico ontstaat indien verschillen tussen populatiesterfte en portfoliosterfte over de tijd variëren en moeilijk te voorspellen zijn. Ook voor deze bron van risico geldt dat het kwantificeren gevoelig is voor de modelkeuze en voor parameterrisico.

Ook met betrekking tot het waarderen zijn er fundamentele verschillen tussen de drie risico's. Omdat microlanglevenrisico perfect diversifieerbaar is, heeft het risico prijs 0, want risico's die men kan vermijden door ze in een groot genoeg collectief te dragen, worden door de markt niet gecompenseerd met een risicopremie. Dit geldt niet voor macrolanglevenrisico. Het vergroten van de pool vermindert het risico niet; het is een systematisch risico. Als bijvoorbeeld een kankerbehandeling efficiënter wordt, dan verbetert dit de overlevingskansen van deelnemers voor verschillende leeftijden. Het overdragen

van macrolanglevenrisico in annuïteiten is daarom op dit moment in de markt niet mogelijk zonder dat daar een vergoeding voor betaald wordt. Vooralsnog is er echter geen eenduidige manier om een premie voor macrolanglevenrisico vast te stellen. Er is (nog) geen liquide markt voor de overname van langlevenrisico waar risicopremie's voor dit risico uit af te leiden zouden zijn. Ook voor ervaringsterfterisico geldt dat het vooralsnog moeilijk te prijzen is.

3.3. Impact van macrolanglevenschokken op annuiteiten

In deze sectie laten we zien wat de impact is van wijzigingen in de sterfteprognoses op de *best estimate*-waarde van een (uitgestelde) annuïteit[13]. We bepalen eerst de waarde van de annuïteiten voor een gegeven sterfteprognose. Vervolgens laten we de impact zien van wijzigingen in de sterfteprognose.

Sterftemodel

Om de waarde van een levenslange uitkering van 1 euro per jaar vanaf leeftijd 68 vast te stellen, gebruiken we overlevingstafels die voor alle leeftijden tussen de 20 en 110 jaar een inschatting geven van de huidige en toekomstige sterftekansen. Omdat ook een prognose van sterftekansen in de toekomst nodig is, moeten sterftedata uit het verleden gebruikt worden om een model te calibreren dat zo goed mogelijk sterftetrends uit het verleden doortrekt naar de toekomst. Daar zijn verschillende mogelijkheden voor, zoals het model uit de bevolkingsprognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek (Stoeldraijer, Duin, and Huisman 2017), het in 2016 ontwikkelde model van het Koninklijk Actuarieel Genootschap (KAG 2016, Antonio et al. 2017) of het in de academische literatuur populaire Lee-Carter-model (Lee and Carter 1992). We zullen hier steeds dat laatste model gebruiken[14]. In Appendix A wordt beschreven hoe de benodigde parameters gecalibreerd zijn aan de hand van historische gegevens voor de periode 1970-2014 en hoe daarmee een prognose voor toekomstige overlevingskansen bepaald is.

Waarde van een uitgestelde annuïteit

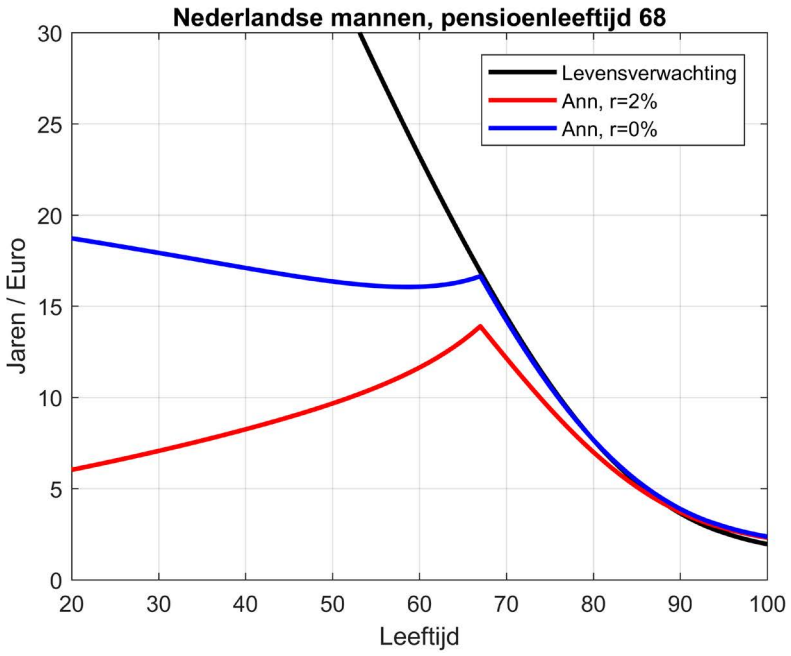
Met deze overlevingskansen kunnen levensverwachtingen bepaald worden, zoals in Figuur 2. De zwarte lijn representeert de resterende levensverwachting

[13]Voor de welvaartseffecten van annuïteiten, zie bijvoorbeeld Davidoff, Brown, and Diamond 2005.

[14]Voor andere modelspecificaties, zie Hari et al. 2008, of het boek Pitacco et al. 2009.

voor elke leeftijd. Die ligt rond[15] de 17 voor mannen op leeftijd 68 en daalt uiteraard met de leeftijd. Op jonge leeftijden heeft men na elk jaar bijna een jaar minder te leven, maar op hoge leeftijden wordt de afname per jaar gemiddeld steeds minder groot.

Om de waarde van een annuïteit te kwantificeren moeten we naast overlevingskansen ook de rentevoet weten.[16] De blauwe lijn geeft de waarde weer van een kasstroom die elk jaar 1 euro uitkeert vanaf leeftijd 68 jaar zolang men overleeft, onder de aanname dat de rente 0% is. Voor leeftijd 68 en hoger is die gelijk aan de resterende levensverwachting, omdat het aantal benodigde euro's overeenkomt met het aantal resterende jaren als er geen opbrengsten uit rente zijn. En omdat er geen uitkeringen zijn vóór leeftijd 68, zou de blauwe lijn voor actieven vrijwel constant zijn als de sterftekansen nooit zouden veranderen in de tijd: het percentage mensen dat een bepaalde leeftijd na 68 haalt en de



Figuur 2: Resterende levensverwachting en waarde van een uitgestelde annuïteit die vanaf leeftijd 68 elk jaar 1 euro uitkeert, als functie van de huidige leeftijd. De annuïteit is doorgerekend voor een rente van 2% (rood) en zonder rente (blauw).

[15]De waarden uit de KAG2016-prognose en het Lee-Carter-model komen niet geheel overeen, vandaar dat de waarde niet exact 17.3 is.

[16]Eigenlijk: de rentevoet per looptijd, oftewel de rentetermijnstructuur, maar voor het gemak nemen we aan dat de rente voor alle looptijden gelijk is.

contante waarde van 1 euro zouden dan allebei constant zijn.

In werkelijkheid toont de blauwe lijn dat de waarde van de uitgestelde annuïteit eerst licht daalt en vervolgens oploopt wanneer we vanaf leeftijd 68 terugkijken naar steeds lagere leeftijden en dus steeds latere generaties beschouwen. Hier spelen twee effecten een rol. De waarde van de annuïteit wordt *lager* door het effect dat we geen geld hoeven te reserveren voor de mensen die de 68 niet halen en *hoger* omdat de jongere generaties die de 68 wel halen gemiddeld ook ouder worden en daarmee langer uitbetaald moeten worden. Het gecombineerde effect leidt tot een lichte daling voor de generaties die vlak na 1950 geboren zijn (dus voor mensen die nu de leeftijd 68 of lager hebben), maar uiteindelijk tot stijgingen voor generaties met een geboortejaar na 1960 (mensen die ouder zijn dan 58).

Als we uitgaan van een rente die niet langer nul is maar 2%, wordt de waarde van de annuïteit lager, zoals weergegeven door de rode lijn. Door de nog te verdienen renteopbrengsten kunnen we volstaan met een lagere waarde nu om latere betalingen te doen. We zien dat de waarde vóór de pensioenleeftijd nu altijd lager is dan de waarde op de pensioenleeftijd. Zolang het effect van de verbeterende overlevingskansen op de annuïteiten onder de 2% toename per jaar blijft, zorgt de combinatie met 2% rendement uit rente er immers voor dat de annuïteit goedkoper wordt voor elk extra jaar tot de pensioendatum.

Hoe groot was de impact van historische schokken?

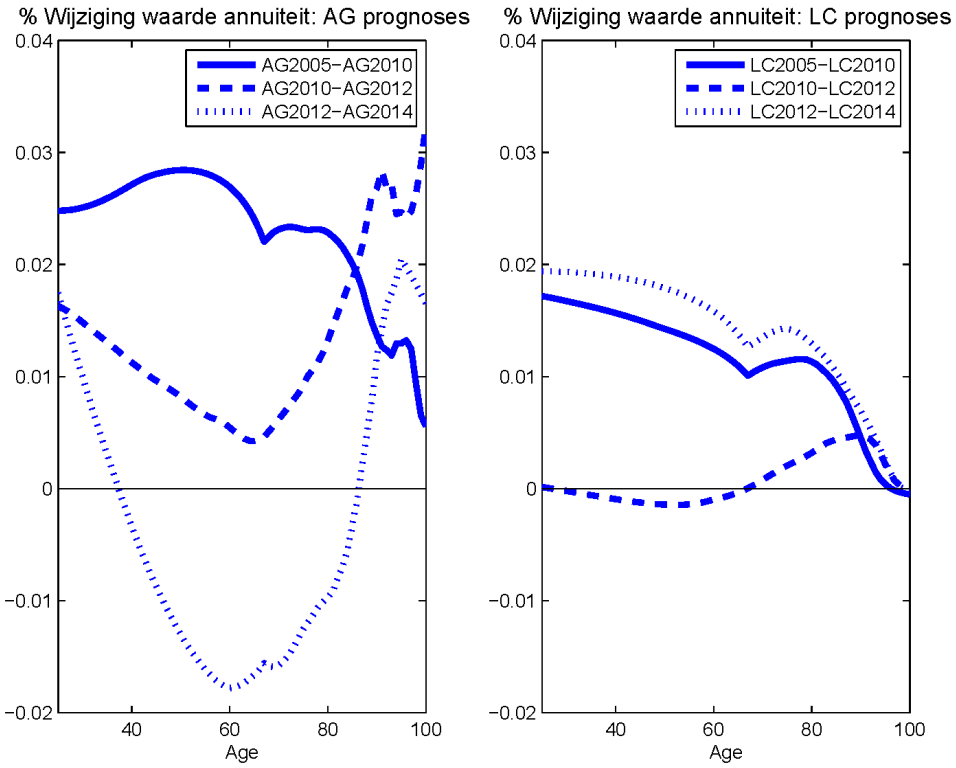
De resultaten in Figuur 2 gaan uit van een gegeven sterfteprognose gebaseerd op het Lee-Carter-model. Sterfteprognoses werden in het verleden echter frequent bijgesteld. We bekijken nu eerst het effect van deze historische bijstellingen op de waarde van annuïteiten. De linkerfiguur in Figuur 3 toont de jaarlijkse procentuele wijziging in de waarde van een annuïteit als functie van leeftijd, voor drie schokken in sterfteprognose:

(i) de overgang van de AG-tafel 2005[17] naar de AG-tafel 2010;

(ii) de overgang van de AG-tafel 2010 naar de AG-tafel 2012;

iii) de overgang van de AG-tafel 2012 naar de AG-tafel 2014.

[17]We gebruiken in dit paper steeds afkortingen voor de door het Actuarieel Genootschap gepubliceerde tafels met overlevingskansen die de volgende officiële namen hebben: *de AG-Prognosetafel 2005-2050, de AG-Prognosetafel 2010-2060, de AG-Prognosetafel 2012-2062, de Prognosetafel AG 2014*, en *de Prognosetafel AG 2016.*



Figuur 3: Procentuele wijziging in de *best estimate*-waarde van een (uitgestelde) annuïteit als functie van leeftijd x, vertaald naar jaarlijkse impact, voor historische aanpassingen van de sterfteprognose. Linker figuur: AG prognoses; rechter figuur: prognoses o.b.v. Lee-Carter.

De periode die verstreek ten opzichte van de vorige sterfteprognose was twee jaar voor de bijstellingen in 2012 en in 2014, en was vijf jaar voor de bijstelling in 2010. Om de resultaten vergelijkbaar te maken, vertalen we de vijfjaars (tweejaars) schok in vijf (twee) eenjaars-schokken die tesamen hetzelfde resultaat opleveren[18]. De figuur laat een grillig patroon over de leeftijden zien. Hierbij moet worden opgemerkt dat deze effecten mogelijk sterk beinvloed zijn door wijzigingen in de projectiemethode (modelrisico). Voor 2014 werd gebruikgemaakt van een deterministische projectiemethode. Sinds 2014 is het AG overgegaan op een consistente stochastische projectiesystematiek gebaseerd op het Lee-Carter-model. In de rechter figuur in Figuur 3 laten we de effecten zien indien consequent gebruik was gemaakt van prognoses gebaseerd op het Lee-Carter-model. Vergelijking met de resultaten in de linker figuur laat zien dat de correctiefactoren voor de meeste leeftijden aanzienlijk kleiner zijn in absolute waarde. Omdat sinds 2014 de methode van het AG meer aansluit bij die van Lee en Carter, wat ook geldt voor de methode die het CBS hanteert, lopen verschillende prognoses voor de sterfte in Nederland sinds 2014 veel minder uiteen. We verwachten dat de verschillende methoden niet precies dezelfde maar wel vergelijkbare resultaten zouden opleveren voor de analyses in dit paper.

Wat zal de impact zijn van toekomstige schokken?

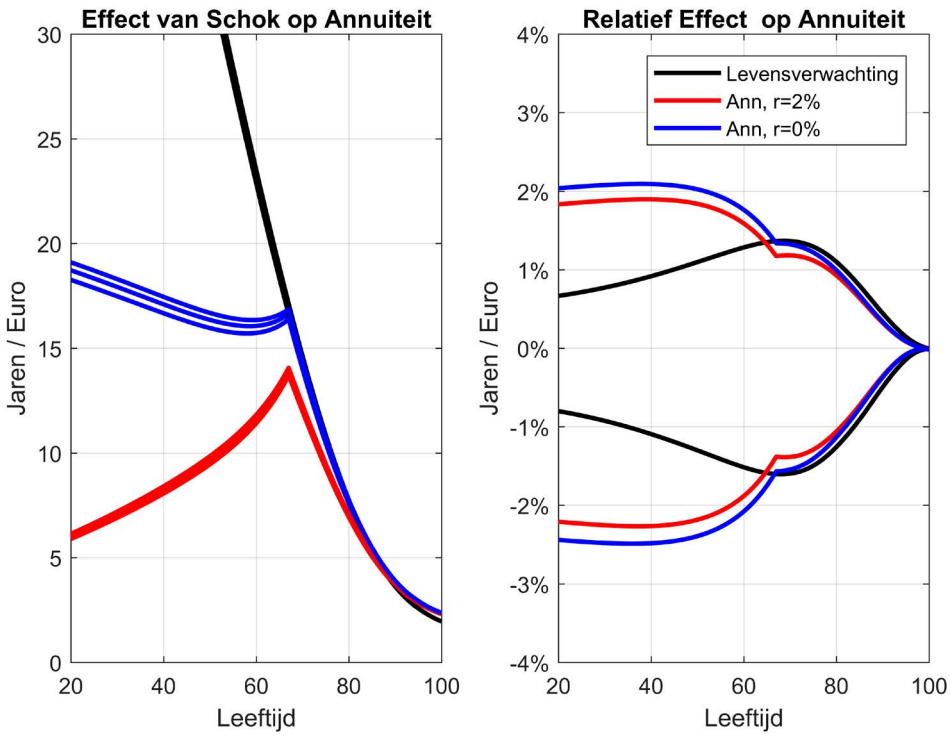
We zagen in de vorige sectie dat prognoses in het verleden steeds bijgesteld werden: daardoor is er macrolanglevenrisico. Het valt te verwachten dat ook in de toekomst prognoses frequent zullen worden bijgesteld. Figuur 4 toont daarom de 2.5%- en 97.5%-kwantielen voor gesimuleerde toekomstige schokken, gebruikmakend van het Lee-Carter-model. Het 2.5%-kwantiel correspondeert met een daling in sterftekansen en dus met een stijging in de waarde van de annuïteiten; het 97.5%-kwantiel correspondeert met een stijging in sterftekansen en dus met een daling in de waarde van de annuïteiten. De interpretatie van deze twee schokken is als volgt: de kans (binnen het Lee-Carter-model) dat we het komend jaar een grotere stijging in de waarde van de annuïteiten zullen meemaken dan in de 2.5%-schok is slechts 2.5% en de kans dat we het komend jaar een grotere daling in de waarde van de annuïteiten zullen meemaken dan in de 97.5%-schok is ook slechts 2.5%.

[18]Voor de AG2005-AG2010 schok geldt dus dat de procentuele jaarlijkse wijziging die getoond wordt in de figuur gelijk is aan $(1+x)^{1/5}-1$ waarbij x de procentuele wijziging is in de vijfjaars schok.

In de rechterfiguur, waarin het relatieve effect van de schok (de wijziging van de waarde als percentage van de waarde voor de schok) wordt getoond, zien we dat de schokken vrijwel, maar niet precies, symmetrisch doorwerken op de waarde van levensverwachtingen en annuïteiten. We zien ook dat de impact van de twee schokken per leeftijd verschilt. Het grootste effect treedt op bij de jongste deelnemers en bedraagt in de 2.5%-schok ongeveer -2.2%, en in de 97.5%-schok ongeveer $+1.8\%$ (bij een rente van 2%).

3.4. In hoeverre is het mogelijk en nuttig om schokken te delen?

In Nederland is het binnen pensioenregelingen gebruikelijk om microlanglevenschokken uniform te delen in een collectief, danwel te verzekeren. Deze vorm van risicodeling staat niet ter discussie. Maar in hoeverre is het ook mogelijk en nuttig om macrolanglevenrisico te delen in een toekomstig pensioencontract? Zonder een risicodelingsmechanisme binnen het



Figuur 4: Impact van macrolanglevenschok op de resterende levensverwachting en uitgestelde annuïteiten in absolute zin (links) en relatieve zin (rechts). Getoond zijn de 2.5%- en 97.5%-kwantielen en links ook de mediaan (die bij de zwarte en rode lijnen vrijwel samenvallen).

nieuwe contract, leidt een duurder pensioen bij ongewijzigde premie direct tot een lagere pensioenaanspraak voor elk cohort. Figuur 4 laat zien dat de impact van een gewijzigde sterfteprognose sterk van de leeftijd afhangt. Daarom zal de vereiste aanpassing van de aanspraken voor een gegeven cohort mogelijk sterk afhankelijk zijn van of, en zo ja hoe, het langlevenrisico wordt gedeeld. Het delen van macrolanglevenrisico binnen een nieuw pensioencontract of binnen de Wvp heeft potentieel voordelen. Verzekeren van macrolanglevenrisico is lastig en naar verwachting duur. Dat komt omdat er geen transparante en liquide markt voor macrolanglevenrisico is. Langlevenrisicodeling binnen een pensioenfonds vanuit het principe van solidariteit tussen de verschillende generaties levert dan mogelijk een meerwaarde. We zien immers dat verschillende generaties in het verleden op verschillende manieren geraakt zijn door macrolanglevenrisico (zie Figuur 3). In een collectief kunnen de verschillen in de aanpassingen voor verschillende leeftijden gemiddeld worden.

Het SER-voorstel zoals ook omschreven in het regeerakkoord start met een individueel pensioenvermogen en koopt geleidelijk pensioen in binnen een uitkeringscollectief. Dit uitkeringscollectief kent een dekkingsgraad. Eventuele schokken in de dekkingsgraad leiden tot uniforme bijstellingen over alle leeftijden. Hierdoor wordt het macrolanglevenrisico sowieso uniform onderling tussen gepensioneerden gedeeld. Het SER-voorstel vertoont veel gelijkenissen met de reeds bestaande collectieve variant in de Wvp. In de collectieve variant van de Wvp is er in de opbouwfase sprake van een individueel pensioenvermogen. Microlanglevenrisico kan gedeeld worden tussen de individuele pensioenvermogens uit de opbouwfase, maar dat is niet verplicht. Vanaf tien jaar voor pensioendatum kan[19] men geleidelijk pensioeninkomen aankopen in het uitkeringscollectief. De prijs voor het aankopen wordt bepaald aan de hand van de risicovrije rentetermijnstructuur en de dan geldende overlevingstafel en ervaringssterfte. Eenmaal op pensioendatum is het hele pensioenvermogen dan omgezet in pensioeninkomen, namelijk een levenslange variabele annuïteit. Binnen het uitkeringencollectief worden alle financiële en micro- en macrolanglevenschokken collectief gedeeld. Dit vindt plaats volgens het 'gesloten systeem', dat wil zeggen: nieuwe instroom in het uitkeringencollectief deelt niet mee in het verwerken van pensioenschokken uit

[19]De deelnemer kan op dat moment ook kiezen voor een vaste uitkering in plaats van de variabele uitkering. We focussen ons hier op de inkoop van een variabele uitkering, omdat deze variant veel gelijkenissen toont met de SER-variant.

het verleden. In de Wvp is er een duidelijk 'knip' ten aanzien van risicodeling tussen de opbouwfase en de uitkeringenfase. En juist deze knip beoogt het SER-voorstel te dichten door meer risicodeling mogelijk te maken tussen generaties en met toekomstige generaties. Een andere manier van delen van micro- en macrolanglevenrisico ten opzichte van de huidige mogelijkheden in de Wvp kunnen hieraan bijdragen.

In dit paper analyseren we een aantal verdeelregels voor langlevenrisico. Naast de mogelijkheden die nu al voorzien zijn in de Wvp en in het nieuwe collectieve contract, introduceren we ook een aantal alternatieve regels waarbij we toelaten dat het risico gedeeld wordt tussen de opbouwfase en de uitkeringsfase. In het bijzonder stellen we een verdeelmechanisme voor waarbij het risico van een bepaalde groep (de gepensioneerden of een deel daarvan) wordt overgenomen door de actieven. Het idee om juist gepensioneerden te beschermen tegen macrolanglevenrisico is ingegeven doordat gepensioneerden dit risico moeilijk zelf kunnen opvangen. Zij kunnen bijvoorbeeld niet langer doorwerken. Via de financiële markten kunnen zij zich momenteel ook niet goed beschermen tegen dit risico. Een pensioenfonds kan die bescherming wel bieden. Het geeft daarmee mogelijk extra redenen voor het bestaansrecht van pensioenregelingen, namelijk dat ze macrolanglevenrisico kunnen helpen delen. Bovendien is het bij deze vorm van risico-overdracht binnen een collectief niet nodig om een risicopremie voor langlevenrisico te bepalen. Men gaat er dan immers van uit dat jongere generaties uit solidariteit bereid zijn af te zien van compensatie voor de risico-overdracht, waarbij ze ervan uit mogen gaan dat zij op latere leeftijd zelf ook de vruchten van deze bescherming tegen langlevenrisico zullen plukken. Daarbij gaan we er dan stilzwijgend van uit dat er een vorm van verplichtstelling blijft bestaan.

Bij de interne verdeelregels die we hier voorstellen, worden bestuurlijke en politieke discussies met betrekking tot (subjectieve keuzes bij) beprijzing van het macrolanglevenrisico vermeden. Maar het overdragen van de macrolanglevenrisico's van gepensioneerden aan jongere generaties roept mogelijk ook vragen op. Niet-gepensioneerden moeten in dat geval hun eigen risico opvangen plus dat van gepensioneerden. Daarbij heeft een schok in de levensverwachting buiten een effect op de waarde van aanvullend pensioen, ook nog effect op de AOW-leeftijd en de pensioenrichtleeftijd. Deze leeftijden zijn namelijk gekoppeld aan de levensverwachting van een 65-jarige. Dit raakt ook alleen de nog niet gepensioneerden. Bovendien laat de vergrijzing danwel

bestandsrijping het volledig uit de wind houden van alle gepensioneerden door actieven niet voor ieder pensioenfonds toe. Er spelen dus meerdere overwegingen in de beslissing om macrolanglevenrisico te delen tussen de opbouw- en de uitkeringsfase. Uiteindelijk is het een politieke afweging om dit al dan niet te doen. In de hierna volgende paragraaf hebben we verschillende methodes om langlevenrisico te delen kwantitatief uitgewerkt. Daarbij gaan we uit van een jaarlijkse update van de overlevingstafels en van consistent gebruik van een Lee-Carter-methodiek. Ook hier is het goed om te realiseren dat er extra druk komt op de schattingsmethodes (en verschijningsfrequentie) van de overlevingstafels als macrolanglevenrisico expliciet gedeeld wordt.

4. Directe herverdeling van schokken aan het eind van elk jaar

In deze paragraaf analyseren we verdeelregels voor micro- en macrolanglevenrisico. De setting die we bekijken is als volgt. Iedere deelnemer beschikt over een individueel pensioenvermogen. Bij het begin van elk jaar bepalen we voor elke deelnemer de aanspraken (pensioeninkomen) die gefinancierd kunnen worden uit het dan aanwezige vermogen. Dit pensioeninkomen wordt bepaald onder de dan geldende sterfteprognoses. We noemen dit pensioeninkomen $c^{old}(x)$. Gedurende het jaar wordt uit het vermogen van gepensioneerden de uitkering betaald en voor alle deelnemers wordt het (resterende) vermogen belegd. Bij het einde van het jaar wordt het dan aanwezige pensioenvermogen van overleden deelnemers herverdeeld over de deelnemers die overleefden. Indien er precies evenveel deelnemers overleven als van tevoren ingeschat en sterfteprognoses voor toekomstige jaren niet worden aangepast, dan kan uit het beschikbare pensioenvermogen van alle deelnemers voor iedere overlevende deelnemer de pensioenaanspraak ongewijzigd blijven.[20] Echter, ten gevolge van micro- en macrolanglevenrisico zal het aanwezige vermogen bij het begin van een nieuw jaar typisch niet meer precies gelijk zijn aan de waarde van de opgebouwde aanspraken van alle overlevenden.

We analyseren een situatie waarin ontstane tekorten of overschotten direct worden verwerkt in de vermogens van de actieve deelnemers en de aanspraken van de gepensioneerde deelnemers door middel van een proportionele correctiefactor. We splitsen de correctie op in twee factoren: een correctiefactor voor macrolanglevenschokken en een correctiefactor voor microlanglevenschokken. De nieuwe aanspraken voor het cohort van leeftijd x zijn van de vorm:[21]

$$c^{new}(x) = (1 + \gamma_{micro}(x)) \cdot (1 + \gamma_{macro}(x)) \cdot c^{old}(x). \tag{1}$$

De correctiefactoren $\gamma_{macro}(x)$ en $\gamma_{micro}(x)$ worden zodanig gekozen dat de totale waarde op fonds-niveau van het aangepaste pensioeninkomen **van alle overlevende deelnemers** gelijk is aan het totale vermogen **van alle deelnemers**.

Deze correctiefactoren hangen af van de mate waarin deelnemers uit

[20] Aangezien de focus ligt op micro- en macrolanglevenrisico bekijken we een setting met deterministische rendementen.

[21] Extra opbouw door nieuwe premieinleg wordt nu nog buiten beschouwing gelaten.

verschillende cohorten solidair met elkaar zijn. In deze paragraaf laten we resultaten zien voor verschillende verdeelregels. We zullen daarbij onderscheid maken tussen collectieve regelingen, waar risicodeling tussen actieven en gepensioneerden mogelijk is en de Wvp, waar enkel deling van macrolanglevenrisico tussen gepensioneerden mogelijk is. We gaan uit van de volgende veronderstellingen:

- De premie-inleg start op leeftijd 20.
- Het startsalaris is 20.000 euro per jaar.
- Het loon stijgt in de jaren voor het bereiken van de 35-jarige leeftijd 3% per jaar; in de 10 daaropvolgende jaren 2% per jaar, in de 10 daaropvolgende jaren 1% per jaar en daarna 0% per jaar.
- De premie is 20% van het jaarsalaris verminderd met de franchise en wordt betaald aan het begin van het jaar. Er wordt risicoloos belegd tegen een rente van 2%.
- Alle deelnemers die op dit moment 66 jaar of ouder zijn, zijn met pensioen. Voor alle overige deelnemers wordt gerekend met een pensioenrichtleeftijd van 68 jaar.

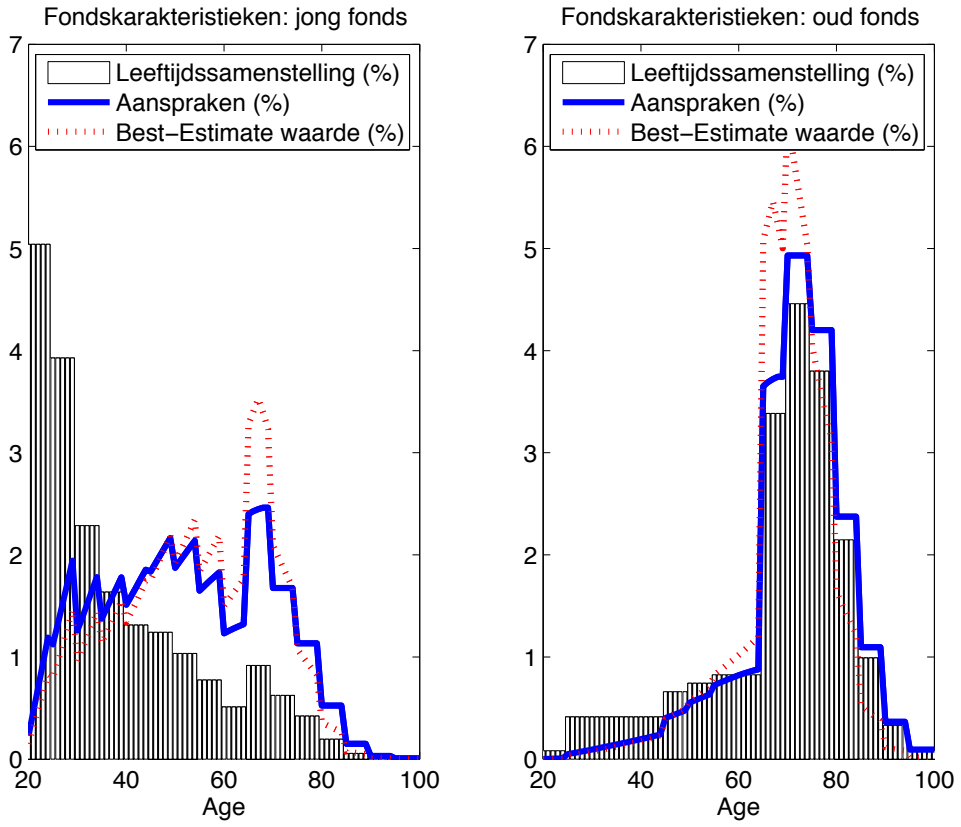
Met betrekking tot leeftijdsopbouw onderscheiden we twee fondsen: een groen fonds en een grijs fonds.[22] De gegevens voor leeftijdsopbouw zijn verstrekt door DNB[23]. Er geldt dat slechts 10% van de Nederlandse fondsen een lagere *modified duration* van de technische voorzieningen heeft dan het groene fonds (die bedroeg 15 jaar) en 10% heeft een hogere *modified duration* dan het oude fonds (met een *modified duration* van 26 jaar).

De karakteristieken van de twee fondsen zijn weergegeven in Figuur 5. De figuur toont: (i) fractie deelnemers per leeftijd (grijze histogram), (ii) *best estimate*-pensioeninkomen per leeftijd als percentage van totaal (blauwe doorgetrokken lijn), (iii) *best estimate*-waarde van het pensioeninkomen per leeftijd als percentage van totaal (rode stippellijn). In het geval van de Wvp

[22]Aangezien we een analyse maken van het eenjaarsrisico is enkel de leeftijdssamenstelling aan het begin van het huidige jaar van belang. Risico wordt (enkel) gedeeld onder deelnemers die aan het begin van het huidige jaar in het collectief zitten.

[23]Wij bedanken Damiaan Chen en Annick van Ool van De Nederlandsche Bank voor het aanleveren van gegevens waar deze fondsen op gebaseerd zijn.

nemen we dezelfde leeftijdssamenstelling voor gepensioneerden. De karakteristieken van de actieven zijn dan niet relevant.



Figuur 5: Fondskarakteristieken voor een groen fonds (links) en een grijs fonds (rechts).

4.1. Verdeelregels

Omdat microlanglevenrisico een niet-systematische bron van risico is terwijl macrolanglevenrisico een systematisch bron van risico is, willen we toelaten dat de solidariteitskring voor microlanglevenrisico niet gelijk is aan de solidariteitskring voor macrolanglevenrisico. We gaan daarom in twee stappen te werk.

Stap 1: Correctiefactoren voor microlanglevenrisico

Eerst bepalen we voor iedere generatie de proportionele factor waarmee de aanspraken dienen te worden aangepast (verlaagd of verhoogd) indien de sterfteprognoses niet worden bijgesteld. Verschillen tussen het totale aanwezige vermogen aan het begin van een volgend jaar en de geaggregeerde waarde van

de opgebouwde aanspraken van de deelnemers die overleefden zijn dan enkel het gevolg van microlanglevenrisico. Er ontstaat een tekort als meer deelnemers overleefden dan verwacht; er ontstaat een overschot als minder deelnemers overleefden dan verwacht. Omdat microlanglevenrisico een niet-systematische bron van risico is, pleiten we ervoor om dit risico proportioneel te delen over een grote groep deelnemers. We bekijken daarom de volgende varianten:

- *Volledige, uniforme deling van microlanglevenrisico*: de aanspraken van alle deelnemers worden met dezelfde proportionele factor aangepast ($\gamma_{micro}(x)$ is onafhankelijk van x). De correctiefactor zorgt ervoor dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van alle deelnemers in het fonds precies gelijk is aan het aanwezige vermogen van alle deelnemers in het fonds.

- *Actieven dragen het microlanglevenrisico van gepensioneerden*: de aanspraken van alle actieve deelnemers worden met dezelfde proportionele factor aangepast ($\gamma_{micro}(x)$ is onafhankelijk van x voor $x < 66$); de aanspraken van gepensioneerden worden niet aangepast ($\gamma_{micro}(x) = 0$ voor $x \geq 66$)). De correctiefactor voor actieven zorgt ervoor dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van alle deelnemers in het fonds precies gelijk is aan het aanwezige vermogen van alle deelnemers in het fonds.

- *Microlanglevenrisico wordt enkel gedeeld onder gepensioneerden (Wvp)*: de aanspraken van alle gepensioneerden worden met dezelfde proportionele factor aangepast ($\gamma_{micro}(x)$ is onafhankelijk van x voor $x \geq 66$)). De correctiefactor zorgt ervoor dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van alle gepensioneerden gelijk is aan het aanwezige vermogen van alle gepensioneerden. Actieve generaties dragen hun eigen microlanglevenrisico.

In Tabellen 1 en 2 presenteren we de 2.5%-kwantielen van de correctiefactor voor microlanglevenrisico, voor deze drie verdeelregels en voor de twee fondssamenstellingen. De factoren zijn uitgedrukt in procenten, dus $\gamma_{micro}(x) * 100$. De tabellen laten zien dat het risico kleiner wordt naarmate het met meer deelnemers wordt gedeeld. Dit betekent ook dat er in de Wvp voordeel te halen valt door het delen van microlanglevenrisico over de opbouw- en de uitkeringsfase. Voor kleine fondsen is het risico aanzienlijk en kan verzekeren van het risico een voor de hand liggende optie zijn.

Fondsgrootte	Risicodeling allen	Risico-overname actieven	Wvp
100	-2.75	-4.95	-5.99
500	-1.16	-1.72	-3.22
1.000	-0.84	-1.22	-2.44
2.500	-0.57	-0.82	-1.64
5.000	-0.42	-0.60	-1.19
7.500	-0.34	-0.49	-0.99
10.000	-0.30	-0.44	-0.86
15.000	-0.25	-0.36	-0.71
50.000	-0.14	-0.20	-0.41
100.000	-0.10	-0.14	-0.28
150.000	-0.08	-0.12	-0.23
200.000	-0.07	-0.10	-0.21
250.000	-0.06	-0.09	-0.18

Table 1: 2.5%-kwantiel van de correctiefactor voor microlanglevenrisico: groen fonds

Fondsgrootte	Risicodeling allen	Risico-overname actieven	Wvp
100	-2.70	-10.12	-3.54
500	-1.42	-7.35	-1.71
1.000	-0.99	-5.12	-1.22
2.500	-0.63	-3.16	-0.78
5.000	-0.46	-2.31	-0.56
7.500	-0.38	-1.93	-0.47
10.000	-0.34	-1.70	-0.40
15.000	-0.28	-1.41	-0.34
50.000	-0.15	-0.73	-0.18
100.000	-0.10	-0.51	-0.13
150.000	-0.09	-0.43	-0.10
200.000	-0.07	-0.37	-0.09
250.000	-0.07	-0.34	-0.08

Table 2: 2.5%-kwantiel van de correctiefactor voor microlanglevenrisico: grijs fonds

Stap 2: Correctiefactoren voor macrolanglevenrisico

Vervolgens bepalen we de additionele correctiefactor voor macrolanglevenschokken. De correctiefactoren uit stap 1 zorgen ervoor dat de totale waarde van de aanspraken van de deelnemers die overleefden gelijk is aan het beschikbare vermogen, *mits de sterfteprognoses niet wijzigen*. Wijzigingen in de sterfteprognoses kunnen echter zorgen voor een tekort/overschot. De additionele correctiefactoren worden zodanig gekozen dat de totale waarde op fondsniveau van de aangepaste aanspraken op basis van de nieuwe sterfteprognoses gelijk is aan het totale vermogen.

De benodigde correctiefactoren voor de deelnemers van verschillende generaties ($\gamma_{macro}(x)$) zijn afhankelijk van de mate waarin deelnemers solidair met elkaar zijn. We bekijken de volgende regels:

1. *Geen risicodeling (benchmark)*: ieder cohort draagt zijn eigen risico en heeft dus zijn eigen correctiefactor; de correctiefactor van een cohort zorgt ervoor dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van het cohort precies gelijk is aan het aanwezige vermogen van het cohort.

2. *Volledige uniforme risicodeling*: het risico wordt proportioneel gedeeld over alle deelnemers, actieven en gepensioneerden. Iedere deelnemer krijgt dezelfde proportionele correctiefactor ($\gamma_{macro}(x)$ onafhankelijk van x). Deze correctiefactor wordt zo gekozen dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van alle deelnemers in het fonds precies gelijk is aan het aanwezige vermogen van alle deelnemers in het fonds. We merken op dat deze vorm van risicodeling overeenstemt met de huidige situatie in veel pensioenfondsen (uniforme risicodeling via de dekkinsgraad), met uitzondering van het feit dat in onze berekeningen de schok direct wordt opgevangen in plaats van uitgesmeerd over een aantal jaren.

3. *Risico-overname door actieven*: gepensioneerden dragen geen risico. Actieven dragen hun eigen risico plus het risico van de gepensioneerden. Iedere actieve deelnemer krijgt zijn eigen cohortspecifieke correctiefactor, plus een additionele proportionele correctiefactor, gelijk voor elke deelnemer die het risico van de gepensioneerden opvangt.

4. *Enkel risicodeling onder gepensioneerden (Wvp)*: gepensioneerden delen risico met elkaar; actieven dragen hun eigen risico. Elke gepensioneerde krijgt dezelfde correctiefactor. Deze zorgt ervoor dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van alle gepensioneerden precies gelijk is aan het geaggregeerde vermogen van de gepensioneerden. Iedere actieve krijgt zijn eigen cohortspecifieke correctiefactor.

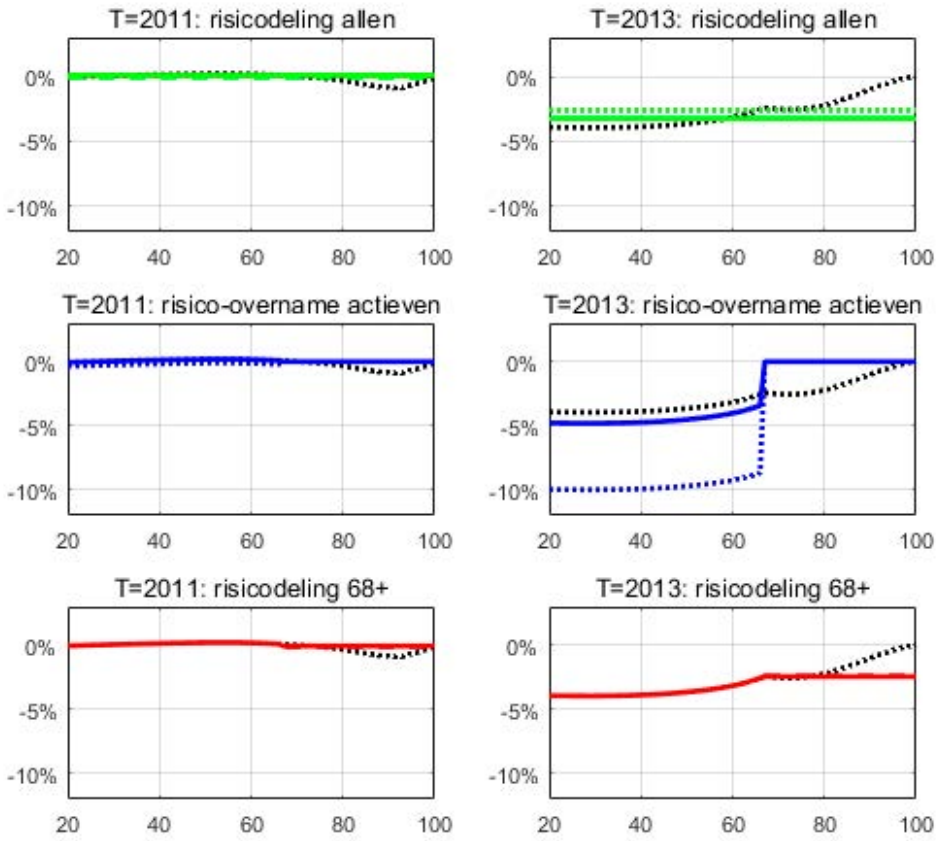
Merk op dat de herverdeling van het macrolanglevenrisico plaatsvindt aan de hand van vermogens die al herverdeeld zijn vanwege het microlanglevenrisico. In onze berekeningen zullen we dat niet meenemen maar voor kleine fondsen met veel microlanglevenrisico kan deze herverdeling van microlanglevenrisico een aanzienlijke invloed hebben op de herverdeling van macrolanglevenrisico.

4.2. Impact herverdeling na historische schokken

In Figuur 6 laten we de effecten zien van deze vier verdeelregels voor macrolanglevenrisico indien deze regels in het verleden zouden zijn toegepast. We gaan uit van de veronderstelling dat sterfteprognoses in het verleden gebaseerd waren op de Lee-Carter-methode. We laten resultaten zien voor een aanpassing van de sterfteprognose in jaar T, voor $T = 2011$ en $T = 2013$. In beide gevallen betreft het een herziening ten opzichte van de sterfteprognose in jaar $T - 1$.

De figuren op de bovenste rij tonen de procentuele aanpassing van de aanspraken als functie van leeftijd ($\gamma_{macro}(x)$), voor geval van volledige risicodeling (groene lijnen). De figuren op de middelste rij tonen de procentuele aanpassing als functie van leeftijd voor het geval van risico-overname door actieven (blauwe lijnen). De figuren op de onderste rij tonen de procentuele aanpassing als functie van leeftijd voor het geval van risicodeling enkel onder gepensioneerden (Wvp, rode lijnen). De doorgetrokken lijnen (stippellijnen) corresponderen met het groene (grijze) fonds fonds. In elke deelfiguur wordt vergeleken met de benchmark (geen risicodeling; zwarte stippellijn). We zien het volgende:

- *Risicodeling/overname tussen gepensioneerden en actieven (groen en blauw)*: Voor de schok in 2011 (linker figuren) is er weinig verschil tussen de verschillende verdeelregels. Globaal gezien hebben de ouderen licht voordeel bij risicodeling: ten opzichte van de benchmark (zwarte stippellijn) waar ieder cohort zijn eigen risico draagt, is voor hen de



Figuur 6: Procentuele wijziging aanspraken als functie van leeftijd ($\gamma_{macro}(x)$) ten gevolge van gewijzigde sterfteprognoses en risicodeling. Linker figuren: overgang van sterfteprognose in 2010 naar sterfteprognose in 2011; rechter figuren: overgang van sterfteprognose in 2012 naar sterfteprognose in 2013, voor groen fonds (doorgetrokken lijnen) en grijs fonds. (stippellijnen). Schok zonder risicodeling is de zwarte stippellijn.

correctie minder negatief. Voor de jongeren is de impact van de schok en van de herverdelingsregels beperkt. Voor de schok in 2013 (rechter figuren) is de impact echter aanzienlijk groter. Bovendien is de impact (zonder risicodeling) voor jongeren aanzienlijk groter dan voor ouderen. Dit heeft tot gevolg dat ouderen erop achteruit gaan als zij risico delen met de jongeren (groene lijnen). Voor hen heeft deze vorm van risicodeling in dit geval tot gevolg dat ze (aanzienlijk) meer gekort worden. We merken op dat dit ook het gevolg is van het feit dat een schok direct verwerkt wordt, terwijl bijvoorbeeld in de huidige

uitkeringsovereenkomst een dergelijke schok uitgesmeerd wordt over meerdere jaren[24]. Anderzijds geldt dat het effect op jongeren in het geval van risico-overdracht (blauwe lijnen) aanzienlijk is. Dit geldt in het bijzonder voor het oude fonds. Voor het groene fonds betekent risico-overdracht voor de actieven een extra korting (boven op de eigen cohortspecifieke korting) van ongeveer -1%. Voor het oude fonds loopt deze extra korting voor actieven op tot ongeveer -6%.

- *Risicodeling tussen gepensioneeerden (Wvp, rood)*: in de 2011-schok biedt deze verdeelregel (rode lijnen) bescherming voor de oudste gepensioneerden, met slechts zeer beperkte impact op de jongere gepensioneerden. Echter, in de 2013-schok zien we dat de herverdeling negatief uitpakt voor de alleroudsten. Voor hen geldt met deze regel een aanzienlijk grotere korting als risico wordt gedeeld over alle gepensioneerden. Dit komt omdat de impact van deze schok op de jongere gepensioneerden aanzienlijk groter is dan op de alleroudsten.

Deze resultaten laten zien dat, afhankelijk van de fondssamenstelling, elk van de bovengenoemde verdeelregels ongewenste effecten kan hebben. We stellen daarom een nieuwe regel voor die fondsen de flexibiliteit geeft om de solidariteitsgroep aan te passen afhankelijk van de fondsspecifieke kenmerken. De regel deelt de deelnemers in drie groepen op: een groep die geen risisco draagt, een groep die zijn eigen cohortspecifieke risico draagt en een groep die zijn eigen cohortspecifieke risico draagt plus het risico van de groep die uit de wind wordt gehouden.

De DJJV-regel: deelnemers worden in drie groepen verdeeld:

-- De oudste groep (leeftijden $x \geq \overline{x}_2$) draagt geen macrolanglevenrisico. Voor hen geldt $\gamma_{macro}(x) = 0$.

-- In de 'middengroep' (leeftijden $\overline{x}_1 \leq x < \overline{x}_2$) draagt ieder cohort zijn eigen risicofactor. Voor hen geldt dus dat de correctiefactor gelijk is aan de correctiefactor die zou gelden indien risico niet wordt gedeeld.

-- De jongste groep (leeftijden $x < \overline{x}_1$) draagt zijn eigen risico plus het risico van de oudsten. Iedere actieve deelnemer krijgt zijn eigen

[24]Zie de latere sectie 5 over de effecten van het uitsmeren van schokken.

cohortspecifieke correctiefactor, plus een additionele proportionele correctiefactor, gelijk voor elke deelnemer, die het risico van de ouderengroep opvangt.

Tezamen zorgen de correctiefactoren ervoor dat de geaggregeerde waarde van de aangepaste aanspraken van alle deelnemers precies gelijk is aan het geaggregeerde aanwezige vermogen van alle deelnemers in het fonds. De *cut off*-leeftijden $\overline{x_1}$ en $\overline{x}_2$ kunnen fondsspecifiek gekozen worden.

We merken op dat de '*risico-overname door actieven*-'regel (blauw in Figuur 6) een bijzonder geval is van de DJJV-regel, met $\overline{x}_1 = 66$ en $\overline{x}_2 = 66$.

4.3. Impactanalyse toekomstige schokken

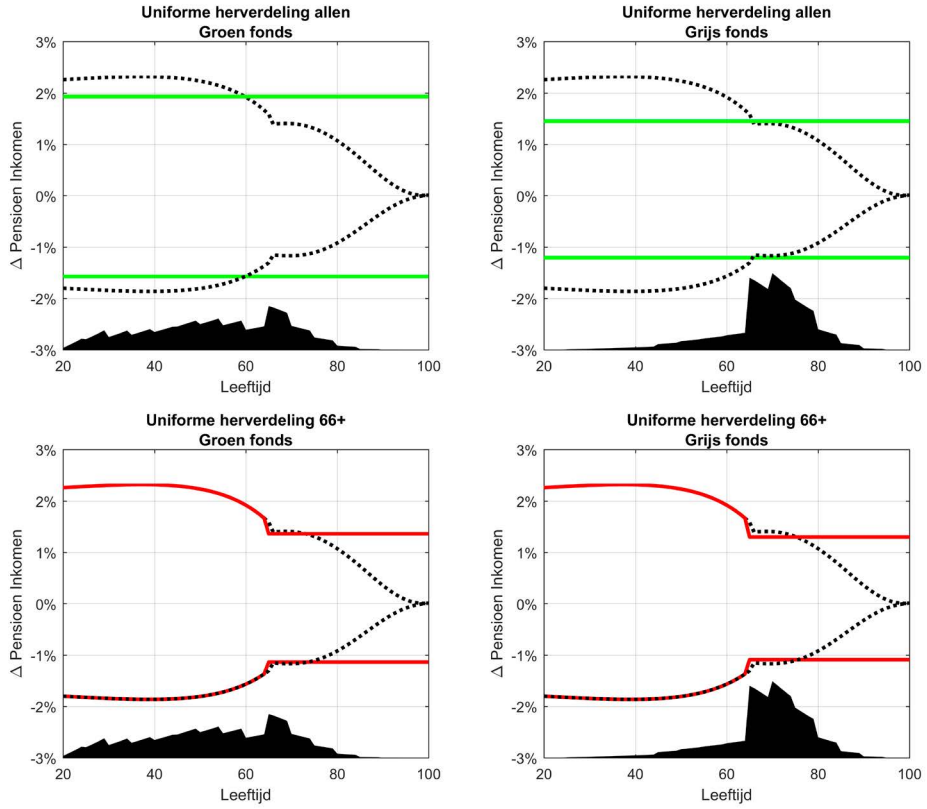
In deze paragraaf analyseren we de impact van de verdeelregels voor macrolanglevenrisico voor gesimuleerde toekomstige schokken. We maken hiervoor gebruik van de door het Lee-Carter-model gesimuleerde 2.5%- en 97.5%-langlevenschokken, zoals beschreven in paragraaf 3.3 en in de Appendix.

In Figuur 7 en 8 tonen we de proportionele correctiefactor voor macrolanglevenrisico als functie van leeftijd voor de twee Lee-Carter-schokken en voor de twee fondssamenstellingen uit Figuur 5. We tonen resultaten voor de volgende drie verdeelregels:

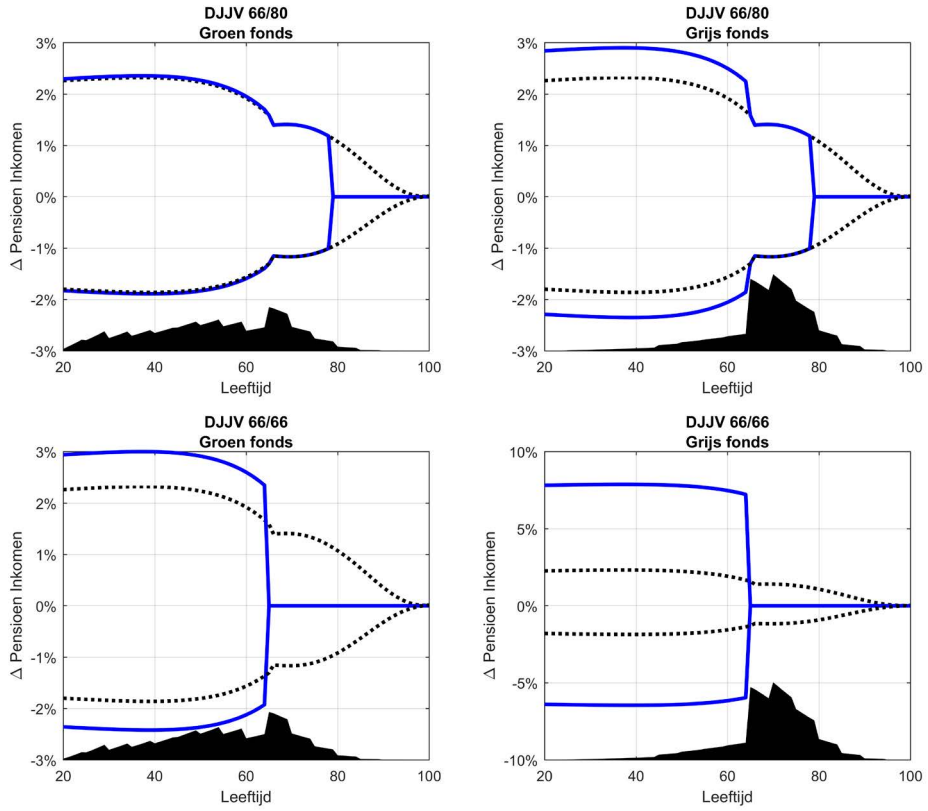
- Figuur 7, boven: risicodeling over alle cohorten (groen);
- Figuur 7, onder: risicodeling enkel onder gepensioneerden (rood, Wvp);
- Figuur 8, boven: risico-overname door actieven volgens de DJJV-regel met $\overline{x}_1 = 66$ en $\overline{x}_2 = 80$ (blauw);
- Figuur 8, onder: risico-overname door actieven volgens de DJJV-regel met $\overline{x}_1 = 66$ en $\overline{x}_2 = 66$ (blauw).

De linker figuren (rechter figuren) tonen de proportionele correctiefactor op het pensioeninkomen voor het groene (grijze) fonds als functie van leeftijd. In elke deelfiguur wordt vergeleken met de correctiefactor in de benchmarksituatie van geen risicodeling tussen de cohorten (zwarte stippellijn).

We zien het volgende:



Figuur 7: Procentuele wijziging aanspraken door gewijzigde sterfteprognoses en risicodeling voor het groene fonds (links) en het grijze fonds (rechts). Boven: risicodeling over alle cohorten (groen); onder: risicodeling enkel onder gepensioneerden (rood). In elke figuur staat als benchmark de correctiefactor in het geval van geen risicodeling (zwarte lijn). De pensioenvermogens per cohort voor de herverdeling, die de weging bepalen, staan onder in de figuren weergegeven.



Figuur 8: Procentuele wijziging aanspraken door gewijzigde sterfteprognoses en risicodeling voor het groene fonds (links) en het grijze fonds (rechts). Risicodeling volgens de DJJV-regel met $\overline{x}_1 = 66$ en $\overline{x}_2 = 80$ (boven) en $\overline{x}_1 = 66$ en $\overline{x}_2 = 66$ (onder). In elke figuur staat als benchmark de correctiefactor in het geval van geen risicodeling (zwarte lijn). De pensioenvermogens per cohort voor de herverdeling, die de weging bepalen, staan onder in de figuren weergegeven. Merk op dat de verticale as in de figuur rechtsonder een andere schaal heeft dan de andere drie.

- *Volledige uniforme risicodeling over alle cohorten (groen)*: Ten opzichte van de benchmark waarin ieder cohort zijn eigen risico draagt, heeft risicodeling tot gevolg dat de gepensioneerden meer risico dragen en actieven minder risico. Dit komt omdat de impact van de schok voor jongeren groter is dan voor ouderen. We merken op dat deze vorm van risicodeling overeenstemt met risicodeling in het huidige collectieve contract, met uitzondering van het feit dat in onze berekeningen de schok direct wordt opgevangen in plaats van uitgesmeerd over een aantal jaren. Indien de schok wordt uitgesmeerd verkleint dit de impact van de schok voor ouderen.

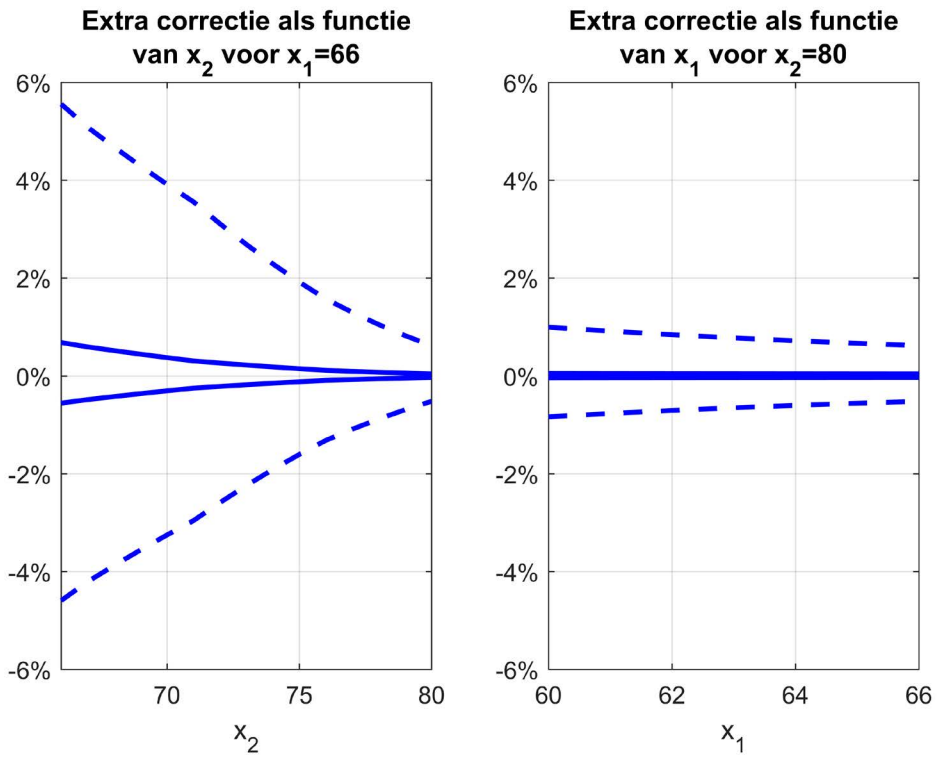
- *Risicodeling tussen gepensioneerden (Wvp, rood)*: Ten opzichte van de benchmark waarin ieder cohort zijn eigen risico draagt, heeft risicodeling onder gepensioneerden tot gevolg dat de oudere gepensioneerden meer risico dragen. Dit komt omdat de impact van de schok voor jongere gepensioneerden groter is dan voor oudere gepensioneerden.

- *Risico-overname (DJJV, blauw)*: Ten opzichte van de benchmark waarin ieder cohort zijn eigen risico draagt, levert risico-overdracht in het groene fonds een beperkte extra correctie (verschil tussen blauwe lijn en zwarte stippellijn). Voor het grijze fonds loopt deze extra correctie voor actieven behoorlijk op.

We benadrukken dat de aanpassingen in de twee schokken bijna symmetrisch zijn. De kans op een positieve correctie is ongeveer net zo groot als de kans op een negatieve correctie. Indien jongeren risico overnemen van ouderen betekent dit dus niet alleen dat zij een grotere negatieve correctie krijgen indien de levensverwachting meer toeneemt dan verwacht, maar ook dat zij een grotere positieve correctie krijgen indien de levensverwachting minder toeneemt dan verwacht.

Figuur 8 toont de correctiefactoren voor de DJJV-regel met $\overline{x}_1 = 66$ en $\overline{x}_2 = 80$ (linksboven en rechtsboven). In dit geval geldt dat alle gepensioneerden boven de 80 geen risico dragen. Zoals eerder vermeld kunnen de *cut-off*-leeftijden $\overline{x_1}$ en $\overline{x}_2$ fondsspecifiek gekozen worden. Een waarde van $\overline{x}_2$ groter dan 66 betekent dat gepensioneerden jonger dan $\overline{x}_2$ hun eigen risico dragen. Dit vermindert de risico-overdracht naar de actieven. Een waarde van $\overline{x}_1$ lager dan 66 betekent dat de actieven ouder dan $\overline{x}_1$ geen risico overnemen van de gepensioneerden. In figuur 9 laten we de kwantielen zien van de extra

correctiefactor voor de groep die risico overneemt (dus voor alle $x < \overline{x}_1$) voor verschillende combinaties van $\overline{x}_1$ en $\overline{x}_2$. Deze extra correctiefactor is leeftijdsonafhankelijk.



Figuur 9: Extra correctiefactor voor de jongste groep ($x < \overline{x}_1$) bij gebruik van de DJJV-regel. Links: extra correctiefactor voor $\overline{x}_1 = 66$ als functie van $\overline{x}_2$; rechts: risicodeling volgens de DJJV-regel als functie van $\overline{x}_1$ voor $\overline{x}_2 = 80$ (blauw). De doorgetrokken lijn (stippellijn) geeft het resultaat voor het groene (grijze) fonds.

4.3 Onttrekking/toevoeging aan vermogen

Met betrekking tot toevoeging/onttrekking aan de pensioenvermogens zijn er drie effecten die we kunnen onderscheiden:

1. *Verwacht biometrisch rendement*: toevoeging aan vermogens van overlevenden ten gevolge van verwachte herverdeling van vermogens van overledenen (d.w.z. uitgaande van het ex ante verwachte aantal overlijdens). Deze toevoeging aan de pensioenvermogens van de overlevenden zorgt ervoor dat hun pensioenaanspraken niet hoeven te worden aangepast als er geen micro- en macrolanglevenrisico is.

2. *Sterftecorrectie voor microlanglevenrisico (onverwacht biometrisch rendement)*: toevoeging/onttrekking aan vermogens van overlevenden ten gevolge van afwijkingen tussen verwachte aantal overlijdens en gerealiseerde aantal overlijdens.

3. *Sterftecorrectie voor macrolanglevenrisico (onverwacht biometrisch rendement)*: toevoeging/onttrekking aan vermogens van overlevenden ten gevolge van de combinatie van gewijzigde sterfteprognoses en een herverdelingsregel voor macrolanglevenrisico. Indien geen risicodeling plaatsvindt tussen cohorten heeft een macrolanglevenschok geen effect op de pensioenvermogens. Wel veranderen de pensioenaanspraken die gefinancierd kunnen worden met het beschikbare vermogen (de zwarte stippellijn in Figuur 7 en Figuur 8). Als risicodeling plaatsvindt tussen alle cohorten, dan ontstaat een onttrekking van pensioenvermogen voor die cohorten waarvoor de correctie op het pensioeninkomen na herverdeling meer negatief is dan de vereiste correctie zonder risicodeling (de doorgetrokken groene lijn in Figuur 7 ligt onder de zwarte stippellijn) en er ontstaat een toevoeging aan het pensioenvermogen voor die generaties waarvoor de correctie op het pensioeninkomen na herverdeling minder negatief is dan de vereiste correctie zonder risicodeling.

In Tabellen 3 en 4 tonen we deze drie rendementen voor verschillende verdeelregels voor macrolanglevenrisico: de benchmark (geen risicodeling over de cohorten; kolom 'Zonder RD'), risicodeling over alle cohorten (kolom 'RD allen') en twee varianten van de DJJV-regel ($(\overline{x}_1, \overline{x}_2) = (66, 66)$ en $(\overline{x}_1, \overline{x}_2) = (66, 80)$). Zowel voor microlanglevenrisico als voor macrolanglevenrisico gaan we uit van de 2.5%-schok. We tonen resultaten voor de twee fondssamenstellingen, beiden met 100.000 deelnemers.

We zien het volgende:

- *Verwacht biometrisch rendement*: Dit rendement is verwaarloosbaar klein voor de jongeren (0.04% voor een 25-jarige), en wordt zeer groot naarmate de leeftijd stijgt (40.9% voor een 95-jarige).

- *Sterftecorrectie voor microlanglevenrisico (onverwacht biometrisch rendement)*: Voor een fonds met 100.000 deelnemers is dit onverwachte

	Verw Bio	Onverw Bio Micro	Onverw Bio Macro		
			RD allen	DJJV ($\overline{x}_2 = 66$)	DJJV ($\overline{x}_2 = 80$)
25	0.04	-0.10	0.28	-0.57	-0.03
35	0.06	-0.10	0.32	-0.57	-0.03
45	0.14	-0.10	0.30	-0.57	-0.03
55	0.43	-0.10	0.17	-0.57	-0.03
65	1.18	-0.10	-0.24	-1.32	0
75	3.66	-0.10	-0.45	1.12	0
85	12.90	-0.10	-0.91	0.64	0.64
95	40.92	-0.10	-1.46	0.08	0.08

Table 3: Procentuele onttrekking/toevoeging in 2.5%-scenario aan het pensioenvermogen voor volledig (uniform) delen van microlanglevenrisico en verschillende verdeelregels voor macrolanglevenrisico: groene fonds.

	Verw Bio	Onverw Bio Micro	Onverw Bio Macro		
			RD allen	DJJV ($\overline{x}_2 = 66$)	DJJV ($\overline{x}_2 = 80$)
25	0.04	-0.10	0.63	-4.68	-0.53
35	0.06	-0.10	0.67	-4.68	-0.53
45	0.14	-0.10	0.66	-4.68	-0.53
55	0.43	-0.10	0.53	-4.68	-0.53
65	1.18	-0.10	0.11	1.32	0
75	3.66	-0.10	-0.09	1.12	0
85	12.90	-0.10	-0.57	0.64	0.64
95	40.92	-0.10	-1.10	0.08	0.08

Table 4: Procentuele onttrekking/toevoeging in 2.5%-scenario aan het pensioenvermogen voor volledig (uniform) delen van microlanglevenrisico en verschillende verdeelregels voor macrolanglevenrisico: grijze fonds.

rendement licht negatief (-0.10%). Voor een kleiner fonds zou dit rendement aanzienlijk meer negatief kunnen zijn (zie Tabellen 1 en 2).

- *Sterftecorrectie voor macrolanglevenrisico (onverwacht biometrisch rendement):* Als risicodeling plaatsvindt tussen alle cohorten (kolom 'RD allen'), dan ontstaat een onttrekking van pensioenvermogen voor oudere deelnemers en er ontstaat een toevoeging aan het pensioenvermogen voor jongere deelnemers. De ouderen financieren dan een deel van de schok van jongeren. Als risico-overname plaatsvindt (kolommen 'DJJV'), dan geldt het omgekeerde. In het groene fonds ondervinden actieven dan een negatief rendement van ongeveer -0.6% als alle gepensioneerden uit de wind worden gehouden en een negatief rendement van ongeveer -0.03% als enkel de 80-plussers uit de wind worden gehouden. In het grijze fonds is het effect veel groter: respectievelijk -4.7% en -0.5%.

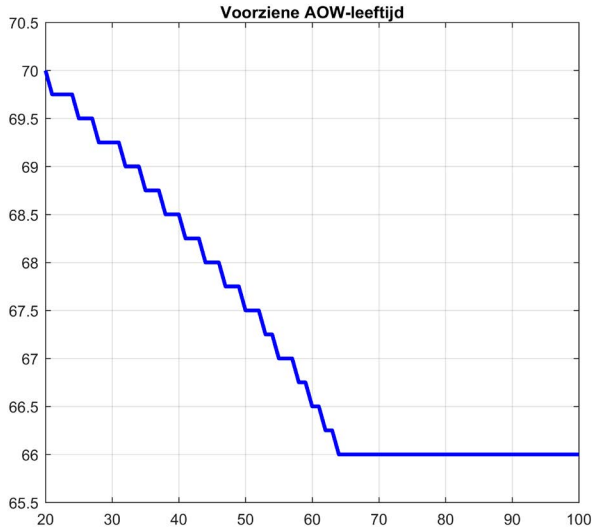
4.4. Impact op de toekomstige opbouw

In de vorige paragraaf werd gekeken naar het effect van de verschillende aanpassingsmechanismes op de huidige pensioenopbouw. Echter, voor een actieve deelnemer heeft de huidige schok bij gelijkblijvende premie ook effect op de totale pensioenopbouw op pensioendatum. Indien sterftekansen meer dalen dan verwacht, dan wordt ook de toekomstige pensioenopbouw immers duurder. Als men de premie gelijk wil houden, betekent dit dat er ook in de toekomst minder pensioen wordt opgebouwd dan verwacht. In deze paragraaf laten we zien wat het effect is van een eenmalige schok in de sterfteprognose op het totale *best-estimate*-pensioeninkomen op pensioendatum. We gaan daarbij uit van de volgende veronderstellingen:

- Het aanpassingsmechanisme (zoals besproken in de vorige paragraaf) is gebaseerd op de wijziging in de *best-estimate*-waarde van pensioenaanspraken, uitgaande van de pensioenrichtleeftijd. In de berekeningen gaan we ervanuit dat alle deelnemers die op dit moment 66 jaar of ouder zijn, al met pensioen zijn. Voor alle overige deelnemers wordt gerekend met een pensioenrichtleeftijd van 68 jaar.

- De daadwerkelijke pensioendatum is leeftijdsafhankelijk en is gebaseerd op de huidige *best-estimate*-prognose van de toename in levensverwachting op pensioenleeftijd. We laten resultaten zien voor het geval waar de deelnemer met pensioen gaat op zijn/haar voorziene

AOW-leeftijd. Die wordt zodanig bepaald dat de verwachte resterende levensduur na pensioendatum voor alle generaties ongeveer gelijk is als de toekomstige sterfte zich ontwikkelt volgens onze *best-estimates*. De evolutie van deze voorziene AOW-leeftijd is weergegeven in Figuur 10.



Figuur 10: Evolutie van de voorziene AOW-leeftijd.

Eerst bepalen we het effect van elk aanpassingsmechanisme op het *best-estimate*-pensioeninkomen op pensioenleeftijd voor elke generatie, ervan uitgaande dat de gewijzigde sterfteprognose geen effect heeft op de pensioenleeftijd. De doorgetrokken lijnen in Figuur 11 laten de effecten zien op de huidige opbouw (de resultaten uit de vorige paragraaf) voor het grijze fonds, zonder herverdeling (zwarte lijnen) en met herverdeling/overdracht (groene, rode en blauwe lijnen); de stippellijnen laten de effecten zien op het totale pensioeninkomen op (de leeftijdsafhankelijke) pensioenleeftijd. De effecten blijken niet erg gevoelig te zijn voor het scenario voor de pensioenleeftijd. We zien het volgende:

- Zonder risicodeling/overdracht geldt dat de *best-estimate* van de procentuele aanpassing van het totale pensioeninkomen op pensioendatum voor de actieven (zie de rode lijn rechts boven in Figuur 11) nagenoeg gelijk is aan de procentuele aanpassing van het op dit moment opgebouwde pensioeninkomen (de zwarte streep-stippellijn).[25]

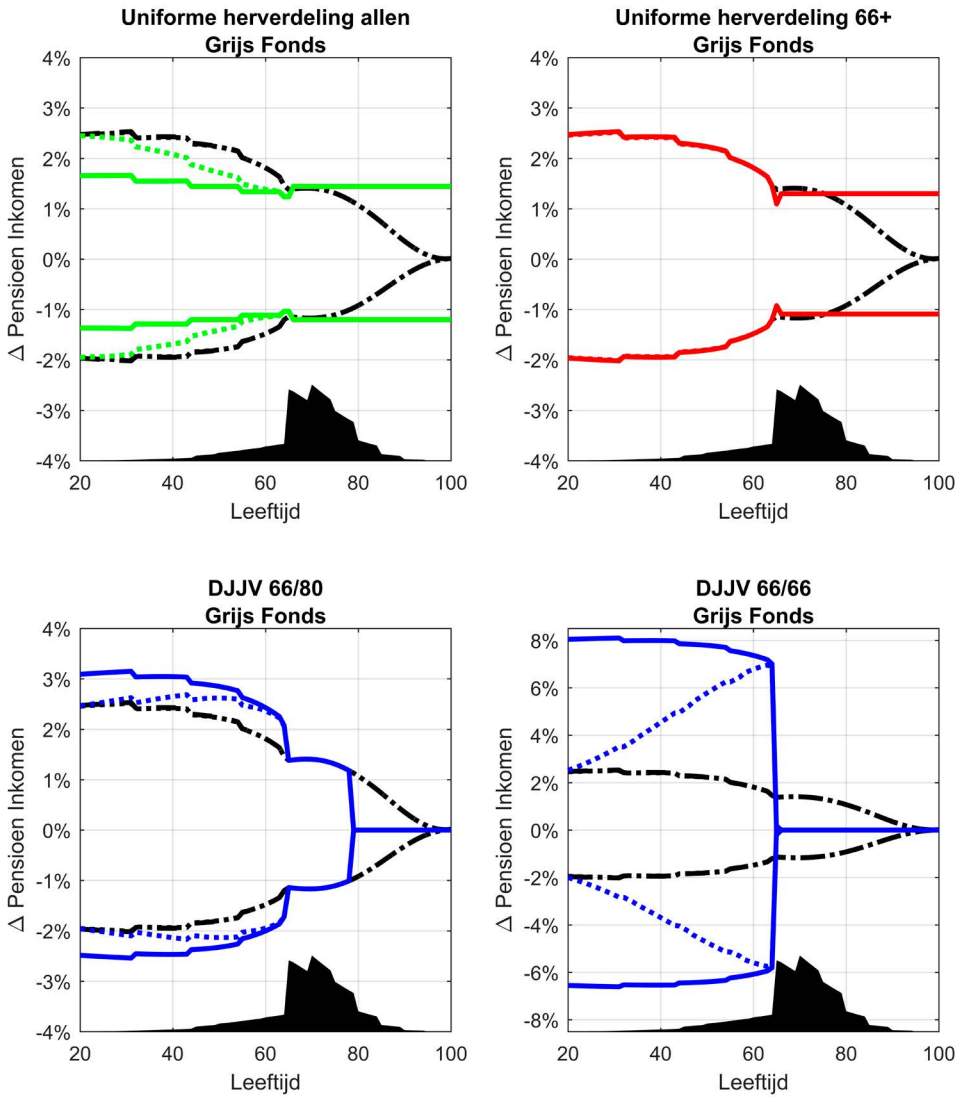
[25]De reden hiervoor is als volgt: het huidige opgebouwde pensioeninkomen is gelijk aan het

- Wanneer gepensioneerden enkel onderling risico delen heeft het verdelingsmechanisme uiteraard geen effect op het pensioeninkomen van actieven (Figuur 11, rechtsboven). Bij volledige uniforme risicodeling (links boven in Figuur 11) en in het geval van risico-overdracht (linksonder en rechtsonder) is het effect van risicodeling op het totale voorziene pensioeninkomen voor de 20-jarige zeer beperkt. Voor hem/haar is de procentuele aanpassing van het totale pensioeninkomen met risicodeling (gekleurde stippellijnen) nagenoeg gelijk aan de procentuele aanpassing van het totale pensioeninkomen zonder risicodeling (zwarte streep-stippellijn). Dit komt omdat de risicodeling enkel aangrijpt op het vermogen dat op het moment van de schok aanwezig is. Voor een 20-jarige is dat slechts beperkt.
  Voor de 65-jarige daarentegen geldt dat het aanwezige vermogen op het moment van de schok bijna gelijk is aan zijn/haar uiteindelijke totale pensioenvermogen. Daarom is de procentuele aanpassing van het uiteindelijke pensioeninkomen voor die leeftijd vrijwel gelijk aan de procentuele aanpassing van het reeds opgebouwde pensioeninkomen.

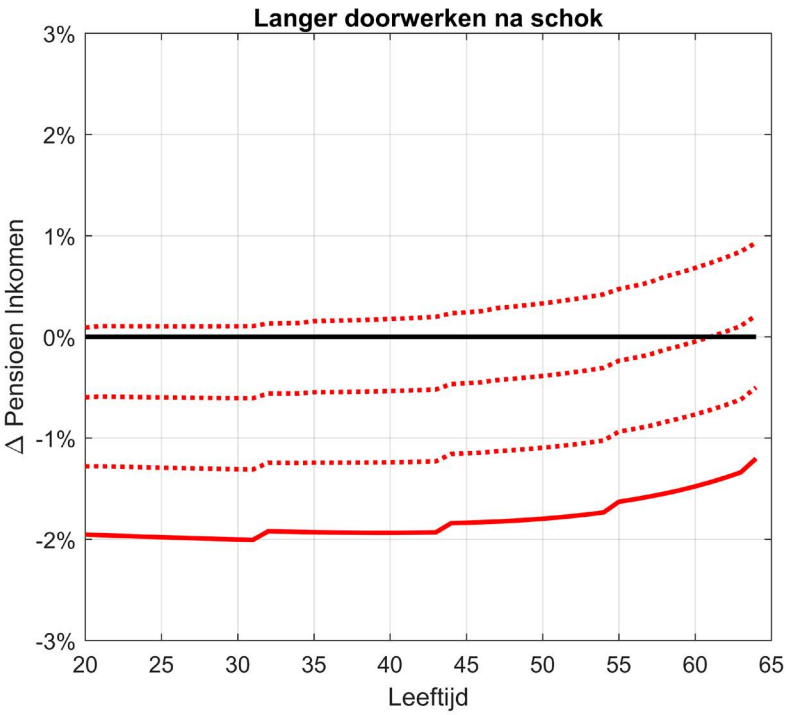
Tot slot merken we op dat de resultaten die we tot nog toe toonden uitgaan van de veronderstelling dat de kosten van een toename in levensverwachting worden opgevangen door een daling in het pensioeninkomen. In de huidige wetgeving is echter voorzien dat de AOW-leeftijd meestijgt met de levensverwachting. Als een actieve deelnemer daadwerkelijk later met pensioen gaat, dan compenseert dit (meer dan) volledig de toename in de kosten van het pensioen ten gevolge van de gestegen levensverwachting. Het pensioeninkomen hoeft dan niet te worden verlaagd.

---

huidige vermogen gedeeld door de huidige waarde van een uitgestelde annuïteit. Herschrijven laat zien dat dit gelijk is aan het huidige vermogen vermeerderd met financieel rendement en biometrisch rendement tot op pensioendatum, gedeeld door de huidige waarde van een direct ingaande annuïteit op pensioendatum. Het uiteindelijke totale pensioeninkomen is gelijk aan het huidige vermogen vermeerderd met premies, financieel rendement en biometrisch rendement tot op pensioendatum, gedeeld door een direct ingaande annuïteit op pensioendatum. De twee waarden verschillen dus enkel in de teller: het beschikbare vermogen op pensioendatum. In absolute zin zal het beschikbare vermogen op pensioendatum (aanzienlijk) groter zijn indien toekomstige premies (plus biometrisch rendement daarop) worden meegenomen. Echter, het **relatieve effect** van een wijziging in sterfteprognoses op het beschikbare pensioenvermogen op pensioendatum wordt slechts beperkt beinvloed door de extra premies. Dit komt omdat de relatieve impact van een sterfteschok op het biometrisch rendement op de extra premies ongeveer gelijk is aan de relatieve impact op het biometrisch rendement op het huidige vermogen.



Figuur 11: Effect van aanpassingen op het *best-estimate*-pensioeninkomen op pensioenleeftijd voor elke generatie. Doorgetrokken lijnen: effecten op de huidige opbouw zonder herverdeling (zwarte lijnen) en met herverdeling/overdracht (groene, rode en blauwe lijnen). Stippellijnen: effecten op het totale pensioeninkomen op (de leeftijdsafhankelijke) pensioenleeftijd.



Figuur 12: Effect van de 2.5%-schok (rode doorgetrokken lijn) zonder herverdeling maar met cohortafhankelijke pensioenleeftijd en het effect op het pensioeninkomen op pensioenleeftijd indien j maanden langer gewerkt wordt voor $j = 1, 2, 3$ (de rode stippellijnen). Elke volgende rode stippellijn (van onder naar boven) correspondeert met 1 maand extra werken.

We analyseren daarom ook het effect van langer doorwerken voor actieven in de 2.5%-schok. In deze schok stijgt de levensverwachting op (leeftijdsafhankelijke) pensioenleeftijd voor een 20-jarige met ongeveer 3.7 maanden en voor een 65-jarige met ongeveer 3.2 maanden. We illustreren eerst het effect van langer doorwerken indien er geen risicodeling/overdracht plaatsvindt. Figuur 12 laat het effect van de 2.5%-schok zien op het *best-estimate*-pensioeninkomen op pensioenleeftijd indien j maanden langer gewerkt wordt, voor j=1,2,3 (de rode stippellijnen). Elke volgende rode stippellijn (van onder naar boven) correspondeert met een maand extra werken. We zien dat twee maanden langer doorwerken vanaf ongeveer 62 jaar ervoor zorgt dat er geen daling in het pensioeninkomen is (de tweede rode stippellijn komt boven nul uit). Omdat de levensverwachting met iets meer dan drie maanden stijgt, vinden we hier dus de bekende regel:

Zonder risicodeling compenseert acht maanden langer werken de kosten van een stijging in de eigen levensverwachting van een jaar.'

Voor jongeren rond de 20 moet er iets minder dan drie maanden langer gewerkt worden voor een stijging in levensverwachting van ongeveer 3.5 maanden. De verhouding tussen stijging in levensverwachting en langer doorwerken is dus ongeveer 0.85, wat overeenkomt met tien maanden langer werken per extra levensjaar. Echter, er dient rekening gehouden te worden met het feit dat daadwerkelijk doorwerken tot de verhoogde AOW-leeftijd om het pensioeninkomen constant te houden niet voor alle deelnemers een realistische optie zal zijn.[26]

Figuur 13 laat dezelfde resultaten zien, maar dan voor gevallen waar risico gedeeld of overgedragen wordt. Het plaatje suggereert het volgende:

- In het geval van uniforme risicodeling (linksboven) moeten actieven minder lang doorwerken omdat een deel van de schok door gepensioneerden wordt opgevangen.
- In het geval van risico-overname met de DJJV-regel moeten actieven langer doorwerken omdat zij ook de toegenomen levensverwachting van (een deel van de) gepensioneerden moeten compenseren. Als alle gepensioneerden uit de wind worden gehouden (rechtsonder), dan zouden de oudere actieven wel tot acht maanden extra moeten werken

[26]Zie bijvoorbeeld het Netspar paper Van Vuuren, Bolhaar, and Dilingh 2017.

om een daling in pensioeninkomen te vermijden, terwijl hun levensverwachting met slechts iets meer dan drie maanden toeneemt. Het volledig overnemen van het risico van alle gepensioneerden door langer doorwerken is in dit geval dus niet realistisch.

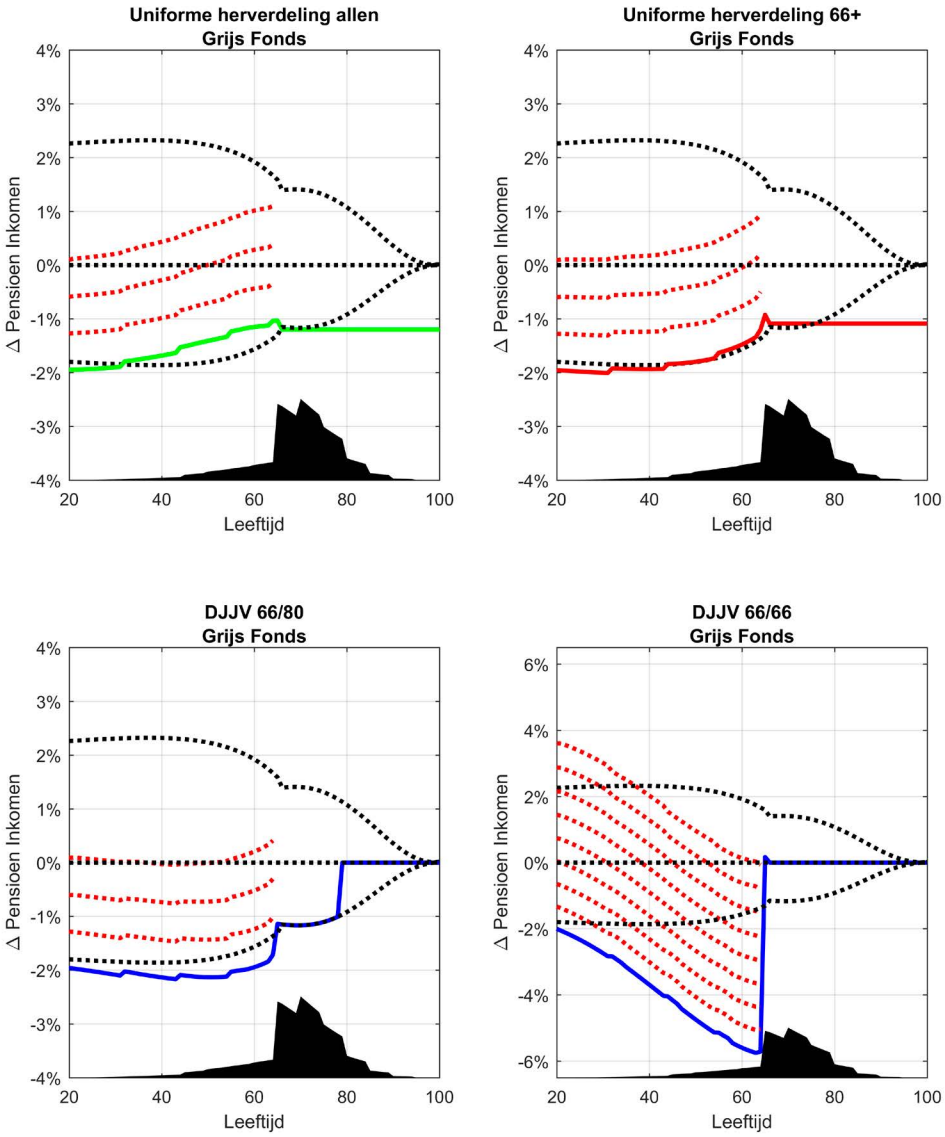
We merken op dat de abrupte overgang tussen net niet en net wel gepensioneerden bij het eerste schuifje wat geleidelijker zal gaan indien tijdens de laatste jaren van de opbouwfase een deelnemer zich geleidelijk inkoopt in het uitkeringscollectief. Om de abrupte overgang bij het tweede schuifje wat te verzachten, zou men kunnen overwegen om niet al het risico van de alleroudsten over te dragen, maar slechts een gedeelte. Als dat gedeelte leeftijdsafhankelijk gemaakt wordt en stijgt met de leeftijd, kan de overgang geleidelijker plaatsvinden.

4.5. Modelonzekerheid en extreme schokken

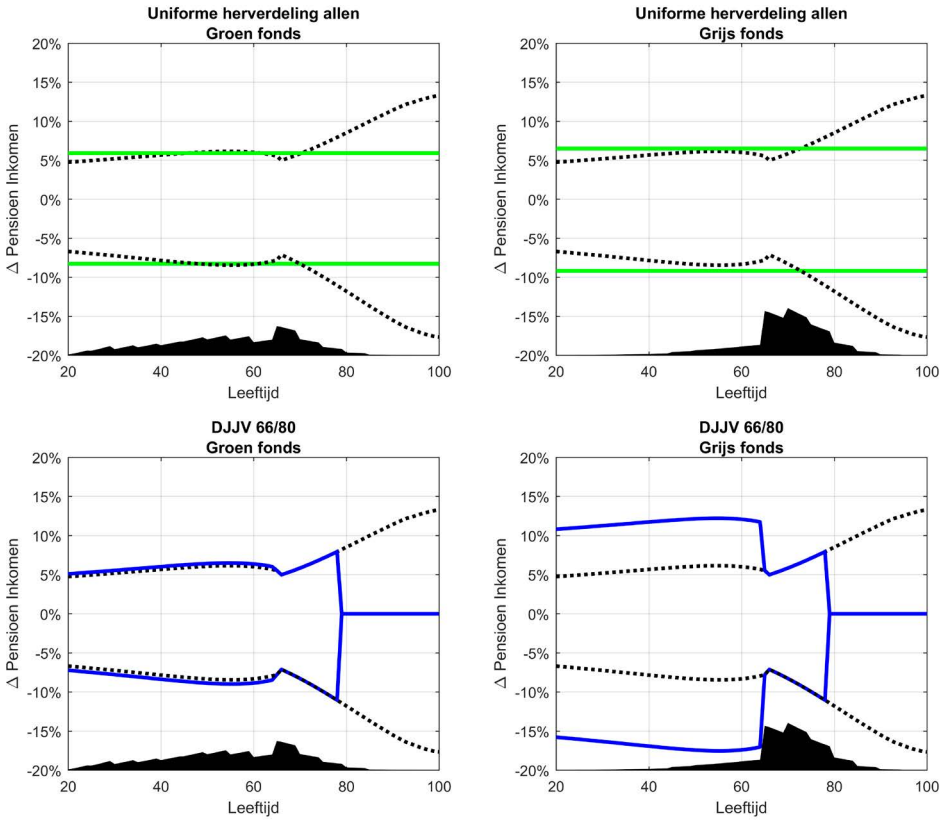
De tot nu toe doorgerekende schokken in sterftekansen waren steeds gebaseerd op een gekalibreerd Lee-Carter-model en we toonden steeds de 2.5%- en 97.5%-kwantielen. Om ook een idee te krijgen van het effect van schokken en herverdelingsregels onder meer extreme omstandigheden, passen we nu ook de schokken toe die voorgeschreven worden in de standaardformule van Solvency II, het Europese toezichtsraamwerk voor verzekeraars. Die worden verondersteld een weergave te zijn van het 0.5%- en 99.5%-kwantiel van mogelijke schokken en representeren dus aanzienlijk zeldzamere gebeurtenissen.

We komen dan ook in scenario's terecht die verzekeraars niet meer verondersteld worden te kunnen dragen, terwijl risicodeling binnen een pensioenfonds nog wel mogelijk is. Als er geen risico naar ongeborenen doorgeschoven kan worden en het totale effect van een schok dus over bestaande cohorten verdeeld moet worden, is het aan te raden om al vantevoren af te spreken hoe met dergelijke extreme scenario's omgegaan zal worden.

Ook is de structuur van de veronderstelde schok anders, omdat men in de Solvency II-specificaties alle éénjarige sterftekansen met een vaste factor ophoogt of verlaagt (met 1.15 en 0.80 om precies te zijn, dus de schokken zijn niet symmetrisch). Dit sluit niet aan bij de historische data, die laten zien dat relatieve factoren per leeftijd juist zeer sterk verschillen. Daarom geeft vergelijking van deze effecten met eerdere resultaten ook inzicht in de



Figuur 13: Effect van de 2.5%-schok en het aanpassingsmechanisme op *best-estimate*-pensioeninkomen op pensioenleeftijd na herverdeling, indien ook j maanden langer gewerkt wordt voor $j = 1, 2, 3$ of $j = 1, 2, \ldots, 8$ (de rode stippellijnen). Elke volgende rode stippellijn (van onder naar boven) correspondeert met 1 maand extra werken.



Figuur 14: Correctiefactoren $\gamma_{macro}(x)$ als functie van leeftijd x, voor de uniforme verdeelregel onder alle cohorten (boven, in groen) en de DJJV-regel (onder, in blauw) na Solvency II-schokken (de zwarte stippellijnen), voor groen fonds (links) en grijs fonds (rechts).

modelafhankelijkheid van de regels die we gebruiken om langlevenrisio te verdelen of over te dragen, aangezien van hele andere aannamen is uitgegaan dan in het Lee-Carter-model.

Omdat nu schokken bekeken worden die veel groter zijn in omvang, zal het delen of overdragen van macrolanglevenrisico ook een veel groter effect hebben. De nieuwe waarden in Figuur 14 laten zien dat de alleroudsten in een grijs fonds nu ook belang hebben bij uniforme risicodeling (zie de groene lijn in de linker figuur). Als actieven het risico *overnemen* van gepensioneerden (in de rechter figuur) zien zij het effect van de schok verdrievoudigen: van ongeveer 6% naar 18%. Als men zulke grote overdrachten ongewenst vindt, zou men kunnen overwegen een maximum op te leggen voor het extra risico (als percentage) dat men bovenop het eigen risico als deelnemer toebedeeld krijgt, in een zogenaamde *stop loss*-constructie.

Hoewel de Solvency II-schok niet in overeenstemming is met wat historisch

gezien gemiddeld geobserveerd is, benadrukken we nogmaals dat in andere modellen dan het door ons gebruikte model, of voor andere parameterwaarden in ons model, het macrolanglevenrisico niet heel klein hoeft te worden voor hoge leeftijden. Alhoewel in ons model gesimuleerde schokken vrijwel symmetrisch zijn, kunnen we niet uitsluiten dat dit in werkelijkheid niet het geval zal zijn. Deze Solvency II-schok illustreert dus ook de impact van asymmetrische schokken. Enige voorzichtigheid in het trekken van conclusies aan de hand van de door ons getoonde effecten van schokken is dus geboden.

5. Buffering van schokken over meerdere jaren

5.1. Hoe werkt het uitsmeren van schokken door in het pensioeninkomen?

Schokken in micro- en macrolangleven kunnen direct genomen worden. Maar er zijn ook mogelijkheden om de impact van schokken te spreiden in de tijd. Het spreiden van schokken in de tijd heeft als voordeel dat de jaar-op-jaar volatiliteit van de pensioenuitkeringen afneemt. Wel kan het totale schokeffect door spreiding in de tijd groter worden. In de eerste jaren na een negatieve schok keer je namelijk te veel uit, waardoor ceteris paribus de uitkeringen op een later tijdstip meer naar beneden bijgesteld moeten worden om het eerder te veel betaalde te compenseren.

Zo is het in de Wvp mogelijk om schokken tot maximaal tien jaar te spreiden over het collectief. Grofweg gaat dit als volgt: stel er is een langlevenschok waardoor de pensioenen met 10% dalen. Door uitsmeren dalen de pensioeninkomens tien jaar lang ieder jaar met meer dan 1%. Dit betekent effectief dat de alleroudsten daarmee uit de wind gehouden worden. Zij leven misschien nog maar twee jaar en krijgen dan maar 2% korting in plaats van 10%. De jongere gepensioneerden moeten dit opvangen en krijgen dus een iets grotere verwachte korting voor de kiezen dan in het geval waarbij dit risico niet gespreid zou worden.

Daarnaast is er in de Wvp ook nog de mogelijkheid om al vanaf tien jaar voor pensionering geleidelijk aanspraken in te kopen in het collectief van gepensioneerden. Als er langlevenrisico overgedragen wordt van gepensioneerden naar actieven (zoals in de DJJV-regel), maakt dit de 'knip' tussen '66-plussers' en actieven minder groot. De 'knip' tussen (bijvoorbeeld) 80-plussers en jongere gepensioneerden blijft natuurlijk ongewijzigd hierdoor.

5.2. Direct verdelen versus uitsmeren van schokken: uitvoerbaarheid, uitlegbaarheid en objectiviteit

In deze paragraaf kijken we naar drie verschillende criteria, namelijk eenvoud in uitvoerbaarheid, eenvoud in uitlegbaarheid en objectiviteit.

We maken daarbij onderscheid tussen het verdelen van schokken in een gesloten en in een open systeem. In een gesloten systeem delen alleen de deelnemers die op het moment van de schok in het fonds zitten ook mee in de gevolgen van die schok. Ook al wordt de schok uitgesmeerd, hij wordt in latere jaren alleen toegekend aan de deelnemers die ten tijde van de schok al in het

fonds zaten. Dit is vergelijkbaar met een korting vanwege het niet halen van de MVEV-eis in het FTK. Het is hierbij noodzakelijk om op deelnemersniveau in de administratie bij te houden welke vermogens (en bijbehorende ingeschatte pensioeninkomens) er ten tijde van de schok in het fonds opgebouwd zijn.

In een open systeem delen ook deelnemers die na de schok bij het fonds komen mee in de schok. Dit is vergelijkbaar met een korting bij het niet halen van het herstelplan in het FTK. Hierbij is het niet noodzakelijk om de rechten/vermogens ten tijde van de schok expliciet in de administratie te scheiden van de rechten/vermogens die later zijn opgebouwd.

Eenvoud in uitvoering:

Het uitsmeren in het open systeem is voor de administratie niet meer of minder complex dan het in een keer doorvoeren van de schok. De complexiteit zit hem voornamelijk in de opstartfase, waarbij moet worden bepaald op welke manier het uitsmeren gebeurt. Uitsmeren in een gesloten systeem leidt tot extra complexiteit. Er moet in de administratie bijgehouden worden welke vermogens (en bijbehorende ingeschatte pensioeninkomens) er ten tijde van de schok in het fonds waren en alleen deze worden in de toekomst aangepast.

Eenvoud in uitlegbaarheid:

Uitsmeren van schokken kan zorgen voor extra complexiteit in de uitlegbaarheid. We zien dit nu ook in het huidige FTK. Op dit moment gaat het economisch gezien goed, maar vanwege het uitsmeren en de FTK-regels omtrent het minimaal vereist eigen vermogen kan het zo zijn dat de pensioenfondsen alsnog de komende jaren de pensioeninkomens (of inschatting daarvan) moeten verlagen. Dit is moeilijker uit te leggen dan wanneer de pensioeninkomens ten tijde van de crisis waren verlaagd. Dit geldt waarschijnlijk ook voor uitsmeren van langlevenschokken. De vermogens worden dan nog aangepast naar aanleiding van een schok een aantal jaren geleden. Het kan zelfs zo zijn dat in enig jaar een schok plaatsvindt waarbij deelnemers korter leven, maar vanwege het uitsmeermechanisme toch een verlaging van het ingeschatte pensioeninkomen plaatsvindt.

Appendices

A. Het Lee-Carter Model

Het model dat we gebruiken om stochastische scenario's te simuleren is het Lee-Carter-model. In dat model worden de éénjarige overlevingskansen aan het begin van jaar t voor iemand met leeftijd x (en zijn verjaardag op 1 januari) herschreven in de vorm $p_{x,t} = \exp(-\mu_{x,t})$ en de *force of mortality* $\mu_{x,t}$ heeft de vorm

$$\ln \mu_{x,t} = \alpha_x + \beta_x \kappa_t. \tag{2}$$

De parameters β_x en κ_t worden genormaliseerd middels $\sum_x \beta_x = 1$ and $\sum_t \kappa_t = 0$ omdat anders verschillende parameterwaarden tot hetzelfde model kunnen leiden.

Deze parameters kunnen geschat worden wanneer voor verschillende leeftijden x en jaren t het aantal gestorvenen $D_{x,t}$ en de exposures[27] $E_{x,t}$ geobserveerd zijn. Gegevens hierover kunnen bijvoorbeeld gedownload worden vanuit de Human Mortality Database. We gebruiken de *central death rates* $m_{x,t} = D_{x,t}/E_{x,t}$ als schatter voor de *force of mortality* en schrijven

$$\ln m_{x,t} = \alpha_x + \beta_x \kappa_t + \zeta_{x,t}$$

met iid Gaussisch verdeelde $\zeta_{x,t}$ die onafhankelijk zijn van de tijdreeks voor kappa. We bepalen dan voor α_x, β_x, κ_t de waarden die voor de geobserveerde dataset van observaties het meest aannemelijk zijn. Dit leidt tot de in dit paper gebruikt parameterwaarden wanneer we de data voor leeftijden $x \in \{0, 1, \ldots, 100\}$ en jaren $t \in \{1970, 1973, \ldots, 2014\}$ gebruiken.

Voor de tijdreeks κ_t wordt een *random walk* met drift gecalibreerd:

$$\kappa_{t+1} = \kappa_t + \delta + \sigma \eta_t \tag{3}$$

voor zowel mannen als vrouwen, onder de aanname dat de η_t iid standaard-normaal verdeeld zijn. De tijdreeksen voor mannen en vrouwen worden daarbij verondersteld onafhankelijk te zijn. Dat levert geschatte parameterwaarden op die gelijk zijn aan.

$$\begin{aligned} \delta_{\text{man}} &= -2.07, & \sigma_{\text{man}} &= 2.69 \\ \delta_{\text{vrouw}} &= -1.60, & \sigma_{\text{vrouw}} &= 3.27. \end{aligned}$$

[27] De exposure $E_{x,t}$ is de totale hoeveelheid tijd die er geleefd is in jaar t (dus in de periode tussen t en $t+1$) door alle mensen met afgeronde leeftijd x (dus een leeftijd tussen x en $x+1$).

De *best estimate*-waarden voor toekomstige éénjarige overlevingskansen $p_{x,t+h}$ voor verschillende horizonnen $h > 0$ en de schokken die overeenkomen met de bijbehorende 2.5%- en 97.5%-kwantielen, worden nu gevonden door eerst de volgende drie tijdreeksen te bepalen:

$$\begin{aligned} \kappa_{t+h}^{\text{be}} &= \kappa_t + \delta h \\ \kappa_{t+h}^{\text{up}} &= \kappa_t + \delta h + 1.96\sigma\sqrt{h} \\ \kappa_{t+h}^{\text{down}} &= \kappa_t + \delta h - 1.96\sigma\sqrt{h}. \end{aligned} \tag{4}$$

Die waarden kunnen vervolgens gesubstitueerd worden in

$$p_{x,t+h} = \exp(-\exp(\alpha_x + \beta_x \kappa_{t+h})) \tag{5}$$

om de drie reeksen van toekomstige overlevingskansen te vinden.

B. Pensioen Modelvergelijkingen

Laat $N_t(x)$ het aantal deelnemers zijn in een fonds op 1 januari van jaar t, die de (exacte) leeftijd x hebben op dat moment. Als éénjarige sterftekansen gegeven worden door $p_{x,t}^{\theta}$, waarbij θ een parametervector voor de overlevingstafel is, dan is het aantal deelnemers in deze groep een jaar later binomiaal verdeeld:

$$N_{t+1}(x+1) \sim \text{Binomial}(N_t(x),\ p_{x,t}^{\theta}). \tag{6}$$

De waarde op tijdstip t van een uitkering van 1 euro vanaf de pensioenleeftijd x_p voor een deelnemer die momenteel x jaar oud is, geven we aan met $A_t^{\theta}(x)$. Bij een constante rentevoet r vinden we[28]

$$A_t^{\theta}(x) = \sum_{h \geq 0} {}_h p_{x,t}^{\theta} (1+r)^{-h} \mathbf{1}_{\{x+h \geq x_p\}}. \tag{7}$$

Hieruit is de recursieve formule

$$A_t^{\theta}(x) = \mathbf{1}_{\{x \geq x_p\}} + (1+r)^{-1} p_{x,t}^{\theta} A_{t+1}^{\theta}(x+1) \tag{8}$$

af te leiden.

[28]Merk op dat we een directe uitbetaling aan het begin van het jaar meenemen, dus pensioenbetalingen zijn prenumerando.

Dynamica Pensioenvermogen

Als voor iemand met leeftijd x aan het begin van jaar t het pensioenvermogen $W_t^{\text{primo}}(x)$ bedraagt, komt dit overeen met een opgebouwd pensioeninkomen van

$$c_t^{\text{primo}}(x) \;=\; W_t^{\text{primo}}(x)/A_t^{\theta_t}(x). \tag{9}$$

Hierin is θ_t de parameter die de *best estimate*-inschatting van alle toekomstige sterftekansen representeert aan het begin van jaar t[29]. Aan het begin van het jaar worden de pensioenen uitgekeerd, waardoor $W_t^{\text{primo}}(x)$ verandert in

$$W_t^{\text{primo}}(x) - c_t^{\text{primo}}(x)\mathbf{1}_{x \geq x_p}.$$

Aan het eind van jaar t schrijven we rente bij en worden alle euro's van overledenen toegekend aan overlevers in hetzelfde cohort. Aan het eind van het jaar is er dus, door een combinatie van rente en biomedisch rendement, een nieuw pensioenvermogen

$$W_t^{\text{ultimo}}(x) \;=\; (W_t^{\text{primo}}(x) - c_t^{\text{primo}}(x)\mathbf{1}_{x \geq x_p}) \cdot (1+r) \cdot \frac{N_t(x)}{N_{t+1}(x+1)}. \tag{10}$$

Aanpassing door een micro- en macroherverdelingsstrategie die rendementen $h_t^{\text{micro}}(x)$ en $h_t^{\text{macro}}(x)$ opleveren voor dit cohort in dit jaar, leidt tot een nieuw vermogen aan het begin van het nieuwe jaar:

$$W_{t+1}^{\text{primo}}(x+1) \quad = \quad W_t^{\text{ultimo}}(x) \cdot (1 + h_t^{\text{micro}}(x)) \cdot (1 + h_t^{\text{macro}}(x)) \tag{11}$$

Omdat het totale aantal euro's (het aantal euro's per persoon maal het aantal personen per cohort, gesommeerd over alle cohorten) tijdens een herverdeling niet kan veranderen, moet de volgende behoudswet gelden voor de herverdeling:

$$\sum_x W_{t+1}^{\text{primo}}(x+1) N_{t+1}(x+1) \quad = \quad \sum_x W_t^{\text{ultimo}}(x) N_{t+1}(x+1) \tag{12}$$

dus $h_t^{\text{micro}}(x)$ en $h_t^{\text{macro}}(x)$ moeten voldoen aan

$$\begin{aligned} 0 \quad &= \quad \sum_x W_t^{\text{ultimo}}(x) N_{t+1}(x+1) \cdot [(1 + h_t^{\text{micro}}(x))(1 + h_t^{\text{macro}}(x)) - 1] \\ &= \quad \sum_x W_t^{\text{ultimo}}(x) N_{t+1}(x+1) \cdot [h_t^{\text{micro}}(x) + (1 + h_t^{\text{micro}}(x)) h_t^{\text{macro}}(x))]. \end{aligned}$$

[29] Op dat moment is $N_t(x)$ dus bekend en er zijn schattingen van het historische kappa proces bekend tot en met tijdstip $t-1$.

Als we eerst een herverdelingsregel voor microrisico toepassen en pas daarna voor macrorisico, zien we dat het gewogen gemiddelde over $h_t^{\text{micro}}(x)$ nul moet zijn als we ultimo pensioenvermogens $W_t^{\text{ultimo}}(x)N_{t+1}(x+1)$ als gewichten nemen (zie bovenstaande vergelijking met $h_t^{\text{macro}}(x)$ gelijk aan nul). Vervolgens moet het gewogen gemiddelde over $h_t^{\text{macro}}(x)$ ook nul zijn, maar de gewichten zijn nu de ultimo pensioenvermogen na de micro herverdeling, dus $W_t^{\text{ultimo}}(x)N_{t+1}(x+1)(1+h_t^{\text{micro}}(x))$.

Overigens volgt uit (10) dat de gewichten die we voor later gebruik aanduiden met

$$w_t(x) \;=\; W_t^{\text{ultimo}}(x)N_{t+1}(x+1)$$

simpelweg vervangen kunnen worden door

$$w_t(x) \;= (W_t^{\text{primo}}(x) - c_t^{\text{primo}}(x)\mathbf{1}_{x\geq x_p})N_t(x),$$

een grootheid die op tijdstip t al bekend is.

Dynamica (Verwacht) Pensioeninkomen

We hebben nu aanpassingen van het pensioen*vermogen* beschreven. Als we het bijbehorende nieuwe verwachte pensioen*inkomen* bepalen vinden we:

$$\begin{aligned}
&c_{t+1}^{\text{primo}}(x+1)\\
&\quad= \quad W_{t+1}^{\text{primo}}(x+1)/A_{t+1}^{\theta_{t+1}}(x+1)\\
&\quad= \quad (W_t^{\text{primo}}(x) - c_t^{\text{primo}}(x)\mathbf{1}_{x\geq x_p})\cdot(1+r)\cdot\frac{N_t(x)}{N_{t+1}(x+1)}\cdot\\
&\qquad\qquad \cdot\frac{(1+h_t^{\text{micro}}(x))(1+h_t^{\text{macro}}(x))}{A_{t+1}^{\theta_{t+1}}(x+1)}\\
&\quad= \quad c_t^{\text{primo}}(x)\,\frac{(A_t^{\theta_t}(x)-\mathbf{1}_{x\geq x_p})(1+r)/p_t^{\theta_t}(x)}{A_{t+1}^{\theta_{t+1}}(x+1)}\,\frac{p_t^{\theta_t}(x)N_t(x)}{N_{t+1}(x+1)}\cdot\\
&\qquad\qquad \cdot(1+h_t^{\text{micro}}(x))(1+h_t^{\text{macro}}(x))
\end{aligned}$$

dus het verwachte pensioeninkomen verandert volgens

$$\begin{aligned}
\frac{c_{t+1}^{\text{primo}}(x+1)}{c_t^{\text{primo}}(x)} \quad &= \quad R_t^{\text{micro}}(x)(1+h_t^{\text{micro}}(x))\cdot R_t^{\text{macro}}(x)(1+h_t^{\text{macro}}(x))\\
&\stackrel{\text{def}}{=} \quad (1+\gamma_t^{\text{micro}}(x))\cdot(1+\gamma_t^{\text{macro}}(x)),
\end{aligned}$$

wat overeenkomt met (1), en waarin

$$R_t^{\text{micro}}(x) \;=\; \frac{\mathbb{E}_t^{\theta_t}[N_{t+1}(x+1)]}{N_{t+1}(x+1)}, \qquad R_t^{\text{macro}}(x) \;=\; \frac{A_{t+1}^{\theta_t}(x+1)}{A_{t+1}^{\theta_{t+1}}(x+1)}.$$

Herverdelingsmechanismen Langleven Risico

Elk herverdelingsmechanisme moet *zero sum* zijn over de groep die herverdeelt, gemeten in euro's, dus er moet voldaan zijn aan (13) als gesommeerd wordt over de groep die herverdeelt. Dat kan uiteraard op veel manieren, dus we moeten verdere aannamen maken om herverdelingsregels te definiëren.

Als we willen dat generaties $x \in \mathcal{X}$ na de aanpassing dezelfde procentuele verandering γ_t krijgen in het pensioen**inkomen** als gevolg van het langlevenrisico zeg $\gamma_t(x) = \overline{\gamma}_t$ en generaties $y \in \mathcal{Y}$ geen langlevenrisico mogen lopen in hun pensioeninkomen, betekent dit dat we $\overline{\gamma}$ zo willen bepalen dat

$$\begin{array}{lcll} R_t(x)(1+h_t(x)) & = & 1+\overline{\gamma}_t, & (x \in \mathcal{X}) \\ R_t(y)(1+h_t(y)) & = & 1, & (y \in \mathcal{Y}). \end{array} \tag{13}$$

Substitutie in (13) geeft dat

$$\overline{\gamma}_t \;=\; \frac{\sum_{z \in \mathcal{X} \cup \mathcal{Y}} w_t(z) \cdot (1 - 1/R_t(z))}{\sum_{x \in \mathcal{X}} w_t(x)/R_t(x)}, \tag{14}$$

en dan volgen de $h_t(x)$ uit (13). Voorbeelden van deze algemene verdelingsregels zijn:

- Herverdeling binnen cohorten: dan is $\mathcal{X}$ steeds een enkele leeftijd $\mathcal{X} = \{x\}$ en $\mathcal{Y} = \emptyset$ dus vinden we (uiteraard) $h_t(x) = 0$ voor alle leeftijden x.
- Herverdeling over het hele fonds: dan is $\mathcal{X}$ de set van alle leeftijden en $\mathcal{Y} = \emptyset$.
- Herverdeling over gepensioneerden: dan is $\mathcal{X}$ de set van alle leeftijden gelijk aan of boven de pensioenleeftijd en $\mathcal{Y} = \emptyset$.
- Actieven die risico overnemen van gepensioneerden: dan is $\mathcal{Y}$ de set van alle leeftijden gelijk aan of boven de pensioenleeftijd, en $\mathcal{X}$ de set van alle leeftijden onder de pensioenleeftijd.

- Actieven die risico overnemen van gepensioneerden boven leeftijd x_0: dan is $\mathcal{Y}$ de set van alle leeftijden gelijk aan of boven x_0, en $\mathcal{X}$ de set van alle leeftijden onder de pensioenleeftijd.

In de laatste twee voorbeelden is niet zozeer sprake van herverdeling maar van overname van een risico, omdat gepensioneerden dan helemaal *niet* blootgesteld worden aan het risico. Dat komt in feite neer op een interne verzekering, waar al dan niet ook een premie voor gevraagd kan worden[30]. Als het extra risico vanuit groep $\mathcal{Y}$ niet overgenomen wordt via een uniforme aanpassing in groep $\mathcal{X}$, maar die groep een constante factor $\overline{R}_t^{\text{extra}}$ bovenop de bestaande aanpassing krijgt, dat wil zeggen:

$$\begin{array}{rcll} R_t(x)(1+h_t(x)) & = & R_t(x)+\overline{\gamma}_t^{\text{extra}}, & (x\in\mathcal{X}) \\ R_t(y)(1+h_t(y)) & = & 1, & (y\in\mathcal{Y}), \end{array} \tag{15}$$

vinden we door de *zero sum constraint* (13) dat

$$\overline{\gamma}_t^{\text{extra}} = \frac{\sum_{y\in\mathcal{Y}} w_t(y)(1-1/R_t(y))}{\sum_{x\in\mathcal{X}} w_t(x)/R_t(x)}, \tag{16}$$

en dan volgen de $h_t(x)$ vervolgens weer uit (15).

Startsituatie opbouw

We gaan uit van een jaarlijks pensioengevend inkomen (i.e. inkomen waar de franchise al van afgehaald is) $\mathcal{I}(x)$ voor actieven met een leeftijd x tussen de startleeftijd x_s en pensioenleeftijd x_p en hanteren een premie die een vast percentage π van het inkomen per jaar in pensioenvermogen investeert. Het opgebouwd pensioenvermogen en opgebouwd verwacht pensioeninkomen op tijdstip 0 is dus voor $x \leq x_p$ gelijk aan

$$\begin{aligned} W_0^{\text{primo}}(x) &= \pi \sum_{y=x_s}^{x-1} \mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x-y}/_{x-y}p_y^{\theta_t}(t), \\ c_0^{\text{primo}}(x) &= W_0^{\text{primo}}(x)/A_0^{\theta_0}(x). \end{aligned}$$

We defniëren

$$\nu = \mathcal{I}(x_p)/c_0^{\text{primo}}(x_p),$$

[30]We merken op dat er vooralsnog geen eenduidige manier is om zo'n premie vast te stellen, omdat er geen liquide markt is voor de overname van langlevenrisico waar risicopremie's voor dit risico uit af te leiden zouden zijn.

dus ν is de vervangingsratio op pensioenleeftijd ten opzichte van het laatst verdiende jaarinkomen.

Impact op toekomstig op te bouwen pensioenvermogen

In bovenstaande afleidingen beschouwen we het effect op het opgebouwd pensioenvermogen en het (verwachte) opgebouwde pensioeninkomen. Maar een schok in sterftekansen beïnvloedt ook de toekomstige opbouw. Als op tijdstip t iedereen van leeftijd x aan het begin van het jaar een opgebouwd pensioenkapitaal $W_t^{\text{primo}}(x)$ bezit en op blijft bouwen met hetzelfde premiepercentage π, dan is het geschatte kapitaal in zijn/haar hele cohort op de pensioenleeftijd x_p (indien geen herverdelingen plaatsvinden in latere jaren), gelijk aan

$$W_t^{\text{primo}}(x)N_t(x)\cdot(1+r)^{x_p-x}+\pi\sum_{y=x+1}^{x_p-1}\mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x_p-y}N_{t+y-x}(y)$$

en de *best estimate* voor het pensioeninkomen op de pensioendatum $\widehat{c}_{t+x_p-x}^{\text{primo}}(x_p)$ is dan de *best estimate* van

$$\frac{W_t^{\text{primo}}(x)N_t(x)(1+r)^{x_p-x}+\pi\sum_{y=x+1}^{x_p-1}\mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x_p-y}N_{t+y-x}(y)}{N_{t+x_p-x}(x_p)A_{t+x_p-x}^{\theta_t}(x_p)},$$

en die *best estimate* is gelijk aan

$$\frac{W_t^{\text{primo}}(x)(1+r)^{x_p-x}+\pi\sum_{y=x+1}^{x_p-1}\mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x_p-y}\,{}_{y-x}p_x^{\theta_t}(t)}{{}_{x_p-x}p_x^{\theta_t}(t)\,A_{t+x_p-x}^{\theta_t}(x_p)} \tag{17}$$

en dat is weer te herschrijven[31] tot

$$\begin{aligned}\widehat{c}_{t+x_p-x}^{\text{primo}}(x_p) &= \frac{W_t^{\text{primo}}(x)+\pi\sum_{y=x+1}^{x_p-1}\mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x-y}\,{}_{y-x}p_x^{\theta_t}(t)}{A_t^{\theta_t}(x)}\\ &\stackrel{\text{def}}{=} \frac{W_t^{\text{primo}}(x)+W_t^{\text{later},\theta_t}(x)}{A_t^{\theta_t}(x)}\end{aligned} \tag{18}$$

waarbij de nieuw gedefinieerde expressie $W_t^{\text{later},\theta_t}(x)$ duidelijk afhangt van de huidige inschatting van toekomstige overlevingskansen.

[31] Omdat ${}_{x_p-x}p_x^{\theta_t}(t)\,(1+r)^{x-x_p}A_{t+x_p-x}^{\theta_t}(x_p)=A_t^{\theta_t}(x)$.

Als we nu een schok en herverdelingsregel toepassen, vinden we voor $\widehat{c}^{\text{primo}}_{(t+1)+x_p-(x+1)}(x_p)$, door t en x te vervangen door $t+1$ en $x+1$ in (18):

$$\widehat{c}^{\text{primo}}_{(t+1)+x_p-(x+1)}(x_p) \quad = \quad \frac{W^{\text{primo}}_{t+1}(x+1) + W^{\text{later},\theta_{t+1}}_{t+1}(x+1)}{A^{\theta_{t+1}}_{t+1}(x+1)}. \quad (19)$$

Hierin is voor $x < x_p$, volgens[32] (10)-(11)

$$\begin{aligned}
&W^{\text{primo}}_{t+1}(x+1) \\
&\quad = \quad (1+h_t(x))W^{\text{ultimo}}_{t+1}(x+1) + \pi I(x+1) \\
&\quad = \quad (1+h_t(x))W^{\text{primo}}_{t}(x)\,(1+r)\frac{N_t(x)}{N_{t+1}(x+1)} + \pi I(x+1) \\
&\quad = \quad (1+h_t(x))(\widehat{c}^{\text{primo}}_{t+x_p-x}(x_p)A^{\theta_t}_t(x) - W^{\text{later},\theta_t}_t(x))\,\frac{1+r}{p^{\theta_t}_x(t)}\,\frac{N_t(x)p^{\theta_t}_x(t)}{N_{t+1}(x+1)} \\
&\qquad\qquad +\pi I(x+1) \\
&\quad = \quad A^{\theta_t}_{t+1}(x+1)(1+h_t(x))(\widehat{c}^{\text{primo}}_{t+x_p-x}(x_p) - \frac{W^{\text{later},\theta_t}_t(x)}{A^{\theta_t}_t(x)})\,R^{\text{micro}}_t(x) \\
&\qquad\qquad +\pi I(x+1)
\end{aligned}$$

en

$$\begin{aligned}
&W^{\text{later},\theta_{t+1}}_{t+1}(x+1) \\
&\quad = \quad \pi \sum_{y=(x+1)+1}^{x_p-1} \mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x+1-y}\,{}_{y-(x+1)}p^{\theta_{t+1}}_{x+1}(t+1) \\
&\quad = \quad -\pi I(x+1) + \frac{1+r}{p^{\theta_{t+1}}_x(t)}\pi \sum_{y=x+1}^{x_p-1} \mathcal{I}(y)\cdot(1+r)^{x-y}\,{}_{y-x}p^{\theta_{t+1}}_x(t) \\
&\quad = \quad -\pi I(x+1) + \frac{1+r}{p^{\theta_{t+1}}_x(t)}W^{\text{later},\theta_{t+1}}_t(x).
\end{aligned}$$

[32]Merk op dat we, in tegenstelling tot eerdere berekeningen, nu ook de extra premie-inleg meenemen in de vergelijking voor $W^{\text{ultimo}}_{t+1}(x+1)$.

Dat geeft na invullen in (19):

$$
\begin{aligned}
&\widehat{c}^{\text{primo}}_{(t+1)+x_p-(x+1)}(x_p) \\
&= R_t^{\text{macro}}(x) R_t^{\text{micro}}(x)(1+h_t(x))(\widehat{c}^{\text{primo}}_{t+x_p-x}(x_p) - \frac{W_t^{\text{later},\theta_t}(x)}{A_t^{\theta_t}(x)}) \\
&\quad + \frac{W_t^{\text{later},\theta_{t+1}}(x)\frac{1+r}{p_x^{\theta_{t+1}}(t)}}{A_{t+1}^{\theta_{t+1}}(x+1)} \\
&= (1+\gamma_t(x))c_t^{\text{primo}}(x) \quad + \frac{W_t^{\text{later},\theta_{t+1}}(x)\frac{p_x^{\theta_t}(t)}{p_x^{\theta_{t+1}}(t)}}{A_{t+1}^{\theta_t}(x+1)p_x^{\theta_t}(t)/(1+r)} R_t^{\text{macro}}(x) \\
&= (1+\gamma_t(x))c_t^{\text{primo}}(x) \quad + \frac{W_t^{\text{later},\theta_{t+1}}(x)\frac{p_x^{\theta_t}(t)}{p_x^{\theta_{t+1}}(t)}}{A_t^{\theta_t}(x)} R_t^{\text{macro}}(x)
\end{aligned}
$$

Indien we de benadering maken waarbij

$$
\frac{W_t^{\text{later},\theta_{t+1}}(x)}{p_x^{\theta_{t+1}}(t)} \approx \frac{W_t^{\text{later},\theta_t}(x)}{p_x^{\theta_t}(t)}
$$

vinden we

$$
\begin{aligned}
&\frac{\widehat{c}^{\text{primo}}_{(t+1)+x_p-(x+1)}(x_p)}{\widehat{c}^{\text{primo}}_{t+x_p-x}(x_p)} \\
&\approx R_t^{\text{macro}}(x) + (1+\gamma_t(x) - R_t^{\text{macro}}(x))\frac{c_t^{\text{primo}}(x)}{\widehat{c}^{\text{primo}}_{t+x_p-x}(x_p)}. \qquad (20)
\end{aligned}
$$

Dit heeft een duidelijke interpretatie: de ratio tussen nu reeds opgebouwd pensioeninkomen $c_t^{\text{primo}}(x)$ en uiteindelijk op te bouwen pensioeninkomen $\widehat{c}^{\text{primo}}_{t+x_p-x}(x_p)$ bepaalt welk gedeelte van de huidige herverdeling $\gamma_t(x)$ doorwerkt op het verwacht pensioeninkomen op de pensioendatum.

Berekeningen met een verschuivende pensioenleeftijd

In de huidige wetgeving is de AOW-leeftijd afhankelijk gemaakt van de ontwikkeling van de resterende levensverwachting van een 65-jarige. We nemen dit mee in de berekeningen maar maken de vereenvoudigende aanname dat de pensioenleeftijd steeds zo gekozen wordt dat het verwachte aantal nog te leven

jaren op de pensioendatum in de toekomst onveranderd blijft[33]. Aan de hand van die regel kan men voor elke sterfteprognose (voor en na een schok) de voorziene AOW-leeftijd voor ieder cohort uitrekenen.

Bij het doorrekenen van het effect van langlevenschokken op pensioeninkomens moet nu dus niet alleen rekenig gehouden worden met de waardeveranderingen in de annuïteiten die de pensioeninkomens bepalen na herkalibratie. De veranderende periode van opbouw en uitkering moet nu ook meegenomen worden. Dit betekent dat de vaste pensioendatum x_p in onze berekeningen voor annuïteiten $A_t^{\theta_t}(x)$ in (8) vervangen wordt door een pensioendatum $x_p(x, \theta_t)$ die afhangt van de leeftijd maar ook van de kalibratieparameters, omdat die immers van invloed zijn op de resterende levensverwachtingen. Ook in de vergelijkingen voor toekomstige opbouw, zie bijvoorbeeld vergelijking (17) en verder, dient dan de vaste pensioenleeftijd x_p vervangen te worden door $x_p(x, \theta_t)$.

[33]We bepalen dus geen sekseneutrale levensverwachtingen en nemen niet mee dat een verlaging door de wet uitgesloten is.

Referenties

[1] K. Antonio et al. ``Producing the Dutch and Belgian mortality projections: a stochastic multi-population standard.'' In: *European Actuarial Journal* 7 (2017), pp. 297–336.

[2] T. Davidoff, J.R. Brown, and P.A. Diamond. ``Annuities and Individual Welfare''. In: *American Economic Review* 95 (2005), 1573–1590.

[3] A. De Waegenaere, B. Melenberg, and T. Markwat. *Risk sharing rules for longevity risk: impact and wealth transfers*. Netspar Design Paper 66, 2017.

[4] N. Hari et al. ``Longevity Risk in Portfolios of Pension Annuities''. In: *Insurance: Mathematics and Economics* 42 (2008), pp. 505–519.

[5] KAG. *Prognosetafel*. 2016.

[6] R.D. Lee and L.R. Carter. ``Modeling and Forecasting U.S. Mortality''. In: *Journal of the American Statistical Association* 87.419 (1992), pp. 659–671.

[7] E. Pitacco et al. *Modelling Longevity Dynamics for Pensions and Annuity Business*. Oxford University Press, 2009.

[8] L. Stoeldraijer, C. van Duin, and C. Huisman. *Bevolkingsprognose 2017–2060*. Centraal Bureau voor de Statistiek, 2017.

[9] D. Van Vuuren, J. Bolhaar, and R. Dilingh. *Langer doorwerken, keuzes voor nu en later.* Netspar Brief 12, 2017.

OVERZICHT UITGAVEN IN DE DESIGN PAPER SERIE

1 Naar een nieuw pensioencontract (2011)
Lans Bovenberg en Casper van Ewijk
2 Langlevenrisico in collectieve pensioencontracten (2011)
Anja De Waegenaere, Alexander Paulis en Job Stigter
3 Bouwstenen voor nieuwe pensioencontracten en uitdagingen voor het toezicht daarop (2011)
Theo Nijman en Lans Bovenberg
4 European supervision of pension funds: purpose, scope and design (2011)
Niels Kortleve, Wilfried Mulder and Antoon Pelsser
5 Regulating pensions: Why the European Union matters (2011)
Ton van den Brink, Hans van Meerten and Sybe de Vries
6 The design of European supervision of pension funds (2012)
Dirk Broeders, Niels Kortleve, Antoon Pelsser and Jan-Willem Wijckmans
7 Hoe gevoelig is de uittredeleeftijd voor veranderingen in het pensioenstelsel? (2012)
Didier Fouarge, Andries de Grip en Raymond Montizaan
8 De inkomensverdeling en levensverwachting van ouderen (2012)
Marike Knoef, Rob Alessie en Adriaan Kalwij
9 Marktconsistente waardering van zachte pensioenrechten (2012)
Theo Nijman en Bas Werker
10 De RAM in het nieuwe pensioenakkoord (2012)
Frank de Jong en Peter Schotman
11 The longevity risk of the Dutch Actuarial Association's projection model (2012)
Frederik Peters, Wilma Nusselder and Johan Mackenbach
12 Het koppelen van pensioenleeftijd en pensioenaanspraken aan de levensverwachting (2012)
Anja De Waegenaere, Bertrand Melenberg en Tim Boonen
13 Impliciete en expliciete leeftijdsdifferentiatie in pensioencontracten (2013)
Roel Mehlkopf, Jan Bonenkamp, Casper van Ewijk, Harry ter Rele en Ed Westerhout
14 Hoofdlijnen Pensioenakkoord, juridisch begrepen (2013)
Mark Heemskerk, Bas de Jong en René Maatman
15 Different people, different choices: The influence of visual stimuli in communication on pension choice (2013)
Elisabeth Brüggen, Ingrid Rohde and Mijke van den Broeke
16 Herverdeling door pensioenregelingen (2013)
Jan Bonenkamp, Wilma Nusselder, Johan Mackenbach, Frederik Peters en Harry ter Rele
17 Guarantees and habit formation in pension schemes: A critical analysis of the floor-leverage rule (2013)
Frank de Jong and Yang Zhou
18 The holistic balance sheet as a building block in pension fund supervision (2013)
Erwin Fransen, Niels Kortleve, Hans Schumacher, Hans Staring and Jan-Willem Wijckmans
19 Collective pension schemes and individual choice (2013)
Jules van Binsbergen, Dirk Broeders, Myrthe de Jong and Ralph Koijen
20 Building a distribution builder: Design considerations for financial investment and pension decisions (2013)
Bas Donkers, Carlos Lourenço, Daniel Goldstein and Benedict Dellaert

21 Escalerende garantietoezeggingen: een alternatief voor het StAr RAM-contract (2013)
Servaas van Bilsen, Roger Laeven en Theo Nijman
22 A reporting standard for defined contribution pension plans (2013)
Kees de Vaan, Daniele Fano, Herialt Mens and Giovanna Nicodano
23 Op naar actieve pensioenconsumenten: Inhoudelijke kenmerken en randvoorwaarden van effectieve pensioencommunicatie (2013)
Niels Kortleve, Guido Verbaal en Charlotte Kuiper
24 Naar een nieuw deelnemergericht UPO (2013)
Charlotte Kuiper, Arthur van Soest en Cees Dert
25 Measuring retirement savings adequacy; developing a multi-pillar approach in the Netherlands (2013)
Marike Knoef, Jim Been, Rob Alessie, Koen Caminada, Kees Goudswaard, and Adriaan Kalwij
26 Illiquiditeit voor pensioenfondsen en verzekeraars: Rendement versus risico (2014)
Joost Driessen
27 De doorsneesystematiek in aanvullende pensioenregelingen: effecten, alternatieven en transitiepaden (2014)
Jan Bonenkamp, Ryanne Cox en Marcel Lever
28 EIOPA: bevoegdheden en rechtsbescherming (2014)
Ivor Witte
29 Een institutionele beleggersblik op de Nederlandse woningmarkt (2013)
Dirk Brounen en Ronald Mahieu
30 Verzekeraar en het reële pensioencontract (2014)
Jolanda van den Brink, Erik Lutjens en Ivor Witte
31 Pensioen, consumptiebehoeften en ouderenzorg (2014)
Marike Knoef, Arjen Hussem, Arjan Soede en Jochem de Bresser
32 Habit formation: implications for pension plans (2014)
Frank de Jong and Yang Zhou
33 Het Algemeen pensioenfonds en de taakafbakening (2014)
Ivor Witte
34 Intergenerational Risk Trading (2014)
Jiajia Cui and Eduard Ponds
35 Beëindiging van de doorsneesystematiek: juridisch navigeren naar alternatieven (2015)
Dick Boeijen, Mark Heemskerk en René Maatman
36 Purchasing an annuity: now or later? The role of interest rates (2015)
Thijs Markwat, Roderick Molenaar and Juan Carlos Rodriguez
37 Entrepreneurs without wealth? An overview of their portfolio using different data sources for the Netherlands (2015)
Mauro Mastrogiacomo, Yue Li and Rik Dillingh
38 The psychology and economics of reverse mortgage attitudes. Evidence from the Netherlands (2015)
Rik Dillingh, Henriëtte Prast, Mariacristina Rossi and Cesira Urzì Brancati
39 Keuzevrijheid in de uittreedleeftijd (2015)
Arthur van Soest
40 Afschaffing doorsneesystematiek: verkenning van varianten (2015)
Jan Bonenkamp en Marcel Lever
41 Nederlandse pensioenopbouw in internationaal perspectief (2015)
Marike Knoef, Kees Goudswaard, Jim Been en Koen Caminada
42 Intergenerationele risicodeling in collectieve en individuele pensioencontracten (2015)
Jan Bonenkamp, Peter Broer en Ed Westerhout
43 Inflation Experiences of Retirees (2015)
Adriaan Kalwij, Rob Alessie, Jonathan Gardner and Ashik Anwar Ali
44 Financial fairness and conditional indexation (2015)
Torsten Kleinow and Hans Schumacher
45 Lessons from the Swedish occupational pension system (2015)
Lans Bovenberg, Ryanne Cox and Stefan Lundbergh

46 Heldere en harde pensioenrechten onder een PPR (2016)
Mark Heemskerk, René Maatman en Bas Werker
47 Segmentation of pension plan participants: Identifying dimensions of heterogeneity (2016)
Wiebke Eberhardt, Elisabeth Brüggen, Thomas Post and Chantal Hoet
48 How do people spend their time before and after retirement? (2016)
Johannes Binswanger
49 Naar een nieuwe aanpak voor risicoprofielmeting voor deelnemers in pensioenregelingen (2016)
Benedict Dellaert, Bas Donkers, Marc Turlings, Tom Steenkamp en Ed Vermeulen
50 Individueel defined contribution in de uitkeringsfase (2016)
Tom Steenkamp
51 Wat vinden en verwachten Nederlanders van het pensioen? (2016)
Arthur van Soest
52 Do life expectancy projections need to account for the impact of smoking? (2016)
Frederik Peters, Johan Mackenbach en Wilma Nusselder
53 Effecten van gelaagdheid in pensioendocumenten: een gebruikersstudie (2016)
Louise Nell, Leo Lentz en Henk Pander Maat
54 Term Structures with Converging Forward Rates (2016)
Michel Vellekoop and Jan de Kort
55 Participation and choice in funded pension plans (2016)
Manuel García-Huitrón and Eduard Ponds
56 Interest rate models for pension and insurance regulation (2016)
Dirk Broeders, Frank de Jong and Peter Schotman
57 An evaluation of the nFTK (2016)
Lei Shu, Bertrand Melenberg and Hans Schumacher
58 Pensioenen en inkomensongelijkheid onder ouderen in Europa (2016)
Koen Caminada, Kees Goudswaard, Jim Been en Marike Knoef
59 Towards a practical and scientifically sound tool for measuring time and risk preferences in pension savings decisions (2016)
Jan Potters, Arno Riedl and Paul Smeets
60 Save more or retire later? Retirement planning heterogeneity and perceptions of savings adequacy and income constraints (2016)
Ron van Schie, Benedict Dellaert and Bas Donkers
61 Uitstroom van oudere werknemers bij overheid en onderwijs. Selectie uit de poort (2016)
Frank Cörvers en Janneke Wilschut
62 Pension risk preferences. A personalized elicitation method and its impact on asset allocation (2016)
Gosse Alserda, Benedict Dellaert, Laurens Swinkels and Fieke van der Lecq
63 Market-consistent valuation of pension liabilities (2016)
Antoon Pelsser, Ahmad Salahnejhad and Ramon van den Akker
64 Will we repay our debts before retirement? Or did we already, but nobody noticed? (2016)
Mauro Mastrogiacomo
65 Effectieve ondersteuning van zelfmanagement voor de consument (2016)
Peter Lapperre, Alwin Oerlemans en Benedict Dellaert
66 Risk sharing rules for longevity risk: impact and wealth transfers (2017)
Anja De Waegenaere, Bertrand Melenberg and Thijs Markwat
67 Heterogeniteit in doorsneeproblematiek. Hoe pakt de transitie naar degressieve opbouw uit voor verschillende pensioenfondsen? (2017)
Loes Frehen, Wouter van Wel, Casper van Ewijk, Johan Bonekamp, Joost van Valkengoed en Dick Boeijen
68 De toereikendheid van pensioenopbouw na de crisis en pensioenhervormingen (2017)
Marike Knoef, Jim Been, Koen Caminada, Kees Goudswaard en Jason Rhuggenaath

69 De combinatie van betaald en onbetaald werk in de jaren voor pensioen (2017)
Marleen Damman en Hanna van Solinge
70 Default life-cycles for retirement savings (2017)
Anna Grebenchtchikova, Roderick Molenaar, Peter Schotman en Bas Werker
71 Welke keuzemogelijkheden zijn wenselijk vanuit het perspectief van de deelnemer? (2017)
Casper van Ewijk, Roel Mehlkopf, Sara van den Bleeken en Chantal Hoet
72 Activating pension plan participants: investment and assurance frames (2017)
Wiebke Eberhardt, Elisabeth Brüggen, Thomas Post en Chantal Hoet
73 Zerotopia – bounded and unbounded pension adventures (2017)
Samuel Sender
74 Keuzemogelijkheden en maatwerk binnen pensioenregelingen (2017)
Saskia Bakels, Agnes Joseph, Niels Kortleve en Theo Nijman
75 Polderen over het pensioenstelsel. Het debat tussen de sociale partners en de overheid over de oudedagvoorzieningen in Nederland, 1945-2000 (2017)
Paul Brusse
76 Van uitkeringsovereenkomst naar PPR (2017)
Mark Heemskerk, Kees Kamminga, René Maatman en Bas Werker
77 Pensioenresultaat bij degressieve opbouw en progressieve premie (2017)
Marcel Lever en Sander Muns
78 Bestedingsbehoeften bij een afnemende gezondheid na pensionering (2017)
Lieke Kools en Marike Knoef
79 Model Risk in the Pricing of Reverse Mortgage Products (2017)
Anja De Waegenaere, Bertrand Melenberg, Hans Schumacher, Lei Shu and Lieke Werner
80 Expected Shortfall voor toezicht op verzekeraars: is het relevant? (2017)
Tim Boonen
81 The Effect of the Assumed Interest Rate and Smoothing on Variable Annuities (2017)
Anne G. Balter and Bas J.M. Werker
82 Consumer acceptance of online pension investment advice (2017)
Benedict Dellaert, Bas Donkers and Carlos Lourenço
83 Individualized life-cycle investing (2017)
Gréta Oleár, Frank de Jong and Ingmar Minderhoud
84 The value and risk of intergenerational risk sharing (2017)
Bas Werker
85 Pensioenwensen voor en na de crisis (2017)
Jochem de Bresser, Marike Knoef en Lieke Kools
86 Welke vaste dalingen en welk beleggingsbeleid passen bij gewenste uitkeringsprofielen in verbeterde premieregelingen? (2017)
Johan Bonekamp, Lans Bovenberg, Theo Nijman en Bas Werker
87 Inkomens- en vermogensafhankelijke eigen bijdragen in de langdurige ouderenzorg: een levensloopperspectief (2017)
Arjen Hussem, Harry ter Rele en Bram Wouterse
88 Creating good choice environments – Insights from research and industry practice (2017)
Elisabeth Brüggen, Thomas Post and Kimberley van der Heijden
89 Two decades of working beyond age 65 in the Netherlands. Health trends and changes in socio-economic and work factors to determine the feasibility of extending working lives beyond age 65 (2017)
Dorly Deeg, Maaike van der Noordt and Suzan van der Pas
90 Cardiovascular disease in older workers. How can workforce participation be maintained in light of changes over time in determinants of cardiovascular disease? (2017)
Dorly Deeg, E. Burgers and Maaike van der Noordt
91 Zicht op zzp-pensioen (2017)
Wim Zwinkels, Marike Knoef, Jim Been, Koen Caminada en Kees Goudswaard
92 Return, risk, and the preferred mix of PAYG and funded pensions (2017)
Marcel Lever, Thomas Michielsen and Sander Muns

93 Life events and participant engagement in pension plans (2017)
Matthew Blakstad, Elisabeth Brüggen and Thomas Post

94 Parttime pensioneren en de arbeidsparticipatie (2017)
Raymond Montizaan

95 Keuzevrijheid in pensioen: ons brein wil niet kiezen, maar wel gekozen hebben (2018)
Walter Limpens en Joyce Vonken

96 Employability after age 65? Trends over 23 years in life expectancy in good and in poor physical and cognitive health of 65-74-year-olds in the Netherlands (2018)
Dorly Deeg, Maaike van der Noordt, Emiel Hoogendijk, Hannie Comijs and Martijn Huisman

97 Loslaten van de verplichte pensioenleeftijd en het organisatieklimaat rondom langer doorwerken (2018)
Jaap Oude Mulders, Kène Henkens en Harry van Dalen

98 Overgangseffecten bij introductie degressieve opbouw (2018)
Bas Werker

99 You're invited – RSVP! The role of tailoring in incentivising people to delve into their pension situation (2018)
Milena Dinkova, Sanne Elling, Adriaan Kalwij en Leo Lentz

100 Geleidelijke uittreding en de rol van deeltijdpensioen (2018)
Jonneke Bolhaar en Daniël van Vuuren

101 Naar een model voor pensioencommunicatie (2018)
Leo Lentz, Louise Nell en Henk Pander Maat

102 Tien jaar UPO. Een terugblik en vooruitblik op inhoud, doelen en effectiviteit (2018)
Sanne Elling en Leo Lentz

103 Health and household expenditures (2018)
Raun van Ooijen, Jochem de Bresser en Marike Knoef

104 Keuzevrijheid in de uitkeringsfase: internationale ervaringen (2018)
Marcel Lever, Eduard Ponds, Rik Dillingh en Ralph Stevens

105 The move towards riskier pension products in the world's best pension systems (2018)
Anne G. Balter, Malene Kallestrup-Lamb and Jesper Rangvid

106 Life Cycle Option Value: The value of consumer flexibility in planning for retirement (2018)
Sonja Wendel, Benedict Dellaert and Bas Donkers

107 Naar een duidelijk eigendomsbegrip (2018)
Jop Tangelder

108 Effect van stijging AOW-leeftijd op arbeidsongeschiktheid (2018)
Rik Dillingh, Jonneke Bolhaar, Marcel Lever, Harry ter Rele, Lisette Swart en Koen van der Ven

109 Is de toekomst gearriveerd? Data science en individuele keuzemogelijkheden in pensioen (2018)
Wesley Kaufmann, Bastiaan Starink en Bas Werker

110 De woontevredenheid van ouderen in Nederland (2018)
Jan Rouwendal

111 Towards better prediction of individual longevity (2018)
Dorly Deeg, Jan Kardaun, Maaike van der Noordt, Emiel Hoogendijk en Natasja van Schoor

112 Framing in pensioenkeuzes. Het effect van framing in de keuze voor beleggingsprofiel in DC-plannen naar aanleiding van de Wet verbeterde premieregeling (2018)
Marijke van Putten, Rogier Potter van Loon, Marc Turlings en Eric van Dijk

113 Working life expectancy in good and poor self-perceived health among Dutch workers aged 55–65 years with a chronic disease over the period 1992–2016 (2019)
Astrid de Wind, Maaike van der Noordt, Dorly Deeg and Cécile Boot

114 Working conditions in post-retirement jobs: A European comparison (2019)
Ellen Dingemans and Kène Henkens

115 Is additional indebtedness the way to increase mortgage-default insurance coverage? (2019)
Yeorim Kim, Mauro Mastrogiacomo, Stefan Hochguertel and Hans Bloemen

116 Appreciated but complicated pension Choices? Insights from the Swedish Premium Pension System (2019)
Monika Böhnke, Elisabeth Brüggen and Thomas Post

117 Towards integrated personal financial planning. Information barriers and design propositions (2019)
Nitesh Bharosa and Marijn Janssen

118 The effect of tailoring pension information on navigation behavior (2019)
Milena Dinkova, Sanne Elling, Adriaan Kalwij and Leo Lentz

119 Opleiding, levensverwachting en pensioenleeftijd: een vergelijking van Nederland met andere Europese landen (2019)
Johan Mackenbach, José Rubio Valverde en Wilma Nusselder

120 Giving with a warm hand: Evidence on estate planning and bequests (2019)
Eduard Suari-Andreu, Raun van Ooijen, Rob J.M. Alessie and Viola Angelini

121 Investeren in menselijk kapitaal: een gecombineerd werknemers- en werkgeversperspectief (2019)
Raymond Montizaan, Merlin Nieste en Davey Poulissen

122 The rise in life expectancy – corresponding rise in subjective life expectancy? Changes over the period 1999-2016 (2019)
Dorly Deeg, Maaike van der Noordt, Noëlle Sant, Henrike Galenkamp, Fanny Janssen and Martijn Huisman

123 Pensioenaanvullingen uit het eigen woningbezit (2019)
Dirk Brounen, Niels Kortleve en Eduard Ponds

124 Personal and work-related predictors of early exit from paid work among older workers with health limitations (2019)
Nils Plomp, Sascha de Breij and Dorly Deeg

125 Het delen van langlevenrisico (2019)
Anja De Waegenaere, Agnes Joseph, Pascal Janssen en Michel Vellekoop

Netspar

Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement

Dit is een uitgave van:
Netspar
Telefoon 013 466 2109
E-mail info@netspar.nl
www.netspar.nl

Juni 2019