Netspar

Network for Studies on Pensions, Aging and Retirement

NETSPAR INDUSTRY SERIES

Expected Shortfall voor toezicht op verzekeraars: is het relevant?

Tim Boonen

DESIGN PAPER 80

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 80, juni 2017

Editorial Board
Rob Alessie – Rijksuniversiteit Groningen
Iwan van den Berg – AEGON Nederland
Kees Goudswaard – Universiteit Leiden
Winfried Hallerbach – Robeco Nederland
Ingeborg Hoogendijk – Ministerie van Financiën
Arjen Hussem – PGGM
Koen Vaassen – Achmea
Fieke van der Lecq (voorzitter) – VU Amsterdam
Alwin Oerlemans – APG
Maarten van Rooij – De Nederlandsche Bank
Martin van der Schans – Ortec Finance
Peter Schotman – Universiteit Maastricht
Mieke van Westing – Nationale Nederlanden
Peter Wijn – APG

Ontwerp
B-more Design

Vormgeving
Bladvulling, Tilburg

Drukwerk
Prisma Print, Tilburg University

Redactie
Sander Peters Tekst, 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
Abstract 5

1. *Inleiding* 6
2. *Risicomaten in Solvency II en alternatieven* 8
3. *Kalibratie stress-scenario's* 16
4. *Methode* 21
5. *Resultaten voor de fictieve verzekeraar* 26
6. *Ander toezichtkaders* 32
7. *Conclusie* 33

Appendix A: Schokken voor de rente-SCR 34
Bibliografie 35

Affiliatie
Tim Boonen – Universiteit van Amsterdam

EXPECTED SHORTFALL VOOR TOEZICHT OP VERZEKERAARS: IS HET RELEVANT?

Samenvatting

We bespreken de gevolgen van de Solvency II-regelgeving die in 2016 in werking is getreden voor verzekeraars. We zetten de grote verschillen uiteen tussen deze regelgeving en de Swiss Solvency Test en Basel-regelgeving. In het bijzonder onderzoeken we de fundamentele verschillen in de te bepalen kapitaaleisen. De Swiss Solvency Test en Basel III gebruiken hiervoor de risicomaat Expected Shortfall, terwijl Solvency II een Value-at-Risk gebruikt. We laten zien dat de verschillen voor een representatieve levensverzekeraar niet substantieel zijn als de risicomaat zou worden aangepast, mits de juiste parameter gekozen wordt. We focussen ons hierbij op aandelenrisico, renterisico en langlevenrisico.

EXPECTED SHORTFALL FOR REGULATION OF INSURERS: IS IT RELEVANT?

Abstract

Solvency II is in force as the European regulatory framework for insurance companies since 2016. The Solvency II regulation calibrates the capital requirements based on the risk measure Value-at-Risk, whereas Basel III and the Swiss Solvency Test both use the risk measure Expected Shortfall. This paper illustrates the conceptual differences between both risk measures, and shows that the differences vanish if it is assumed that the risk drivers have Gaussian distributions – as long as an appropriate parameter for Expected Shortfall is chosen. Moreover, we calibrate the stress scenario's as proposed by EIOPA, but then also with the Expected Shortfall. We focus on the Solvency Capital Requirements (SCR) for three important risk modules: equity, interest rate, and longevity risk. For a representative life annuity insurer, we study the effects of a hypothetical change of risk measure in the Solvency II regulation from Value-at-Risk to Expected Shortfall. We find that the effects are small when the 99.5%-Value-at-Risk (as used in Solvency II) is replaced by the 98.8%-Expected Shortfall. We show that this finding is robust, also when we use historical simulations to determine the stress scenarios.

1. Inleiding

Toezicht op pensioenfondsen en verzekeraars heeft grote verschuivingen gekend in de laatste jaren. Voor pensioenfondsen is op 1 januari 2015 het nieuwe financiële toetsingskader (nFTK) geïntroduceerd en voor verzekeraars is Solvency II van kracht sinds 1 januari 2016. In dit artikel onderzoeken we de Solvency II regelgeving. De resultaten in dit artikel zijn hoofdzakelijk gebaseerd op Alblas (2014) en Boonen (2015).

Basel 2,5 wordt momenteel gebruikt om de kapitaalseisen voor banken te bepalen, maar vanaf 2019 wordt Basel III ingevoerd. De verschillen tussen de boekhoudkundige regelgeving verklaren gedeeltelijk het verschil tussen de Basel- en Solvency-regelgeving. Een groot verschil tussen de Basel III- en Solvency II-regelgeving is de methode voor het bepalen van de kapitaaleisen. Solvency II gebruikt een Value-at-Risk (VaR) risicomaat, terwijl Basel III een Expected Shortfall (ES) risicomaat gebruikt. Dit artikel bestudeert de gevolgen van een eventuele overstap van VaR naar ES voor de Solvency II-regelgeving.

De VaR is een kwantiel, waarbij Solvency II een betrouwbaarheid van 99,5% gebruikt. De risico's worden geëvalueerd over een eenjarige horizon. Dit is zodoende de inschatting van een realisatie die eens in de 200 jaar minimaal plaatsvindt. Basel III gebruikt ES met een betrouwbaarheid van 97,5%. Voor continu verdeelde variabelen is de ES het verwachte verlies, ervan uitgaande dat het verlies groter is dan de VaR. Er zijn voor deze risicomaat veel bekende eigenschappen (Artzner et al., 1999; Acerbi, 2002; Yamai en Yashiba, 2005; Wagner, 2014). Ook de Swiss Solvency Test (SST) – de Zwitserse regelgeving voor verzekeraars – gebruikt een ES-risicomaat, maar dan met een betrouwbaarheid van 99%. Hierdoor is het gebruik van een ES de afgelopen jaren populairder geworden.

Solvency II schrijft voor dat verzekeraars in de Europese Unie een *Solvency Capital Requirement* (SCR; ook wel kapitaaleis genoemd) moeten aanhouden als buffer. Die wordt bepaald op basis van het risico dat het eigen vermogen van de verzekeraar onvoldoende blijkt op een eenjarige horizon. We laten analytisch zien dat deze overstap geen effect heeft als rendementen Gaussisch verdeeld zijn en de parameter voor ES specifiek gekozen is. We veronderstellen dat de modulaire aanpak van Solvency II intact blijft, maar dat de onderliggende risicomaat gewijzigd wordt. De vraag is dan wat een geschikte parameter voor ES zou zijn en wat de invloed is van de veronderstelde verdelingsfuncties van rendementen. Het gegeven dat de gekalibreerde rendementen niet Gaussisch hoeven te zijn zorgt voor een verschuiving van de SCR voor de drie risicomodules rente, aandelen en langleven.

De Swiss Solvency Test gebruikt een ALM-analyse (Asset Liability Management) voor het bepalen van de kapitaaleisen, terwijl Solvency II de kapitaaleisen bepaalt per risicomodule die dan vervolgens samengevoegd worden. Het toezichtkader voor de Nederlandse pensioenfondsen is het nieuwe financiële toetsingskader (nFTK). Net als de Basel- en Swiss Solvency Test-regelgeving is de structuur van deze regelgeving veelal gebaseerd op een ALM-studie. Verwacht wordt dat pensioenfondsen ook zullen overstappen op een toezichtkader gebaseerd op Solvency II. Dit betekent dat de studie in dit artikel momenteel relevant is voor verzekeraars in de Europese Unie en waarschijnlijk ook voor Nederlandse pensioenfondsen.

Samenvatting en beleidsadvies

Mijn beleidsadvies in dit artikel is als volgt samengevat:

- Het effect van een overgang van Value-at-Risk naar Expected Shortfall is nul voor Gaussische verdelingen mits er een juiste parameter voor Expected Shortfall gebruikt wordt.
- Voor de verdelingen als gekalibreerd door EIOPA (2014a) is het effect van een overgang van Value-at-Risk naar Expected Shortfall slechts marginaal, mits er een juiste parameter voor Expected Shortfall gebruikt wordt.
- Deze parameter is bijna lineair in de parameter die gebruikt wordt voor de Value-at-Risk.
- Mocht een 99% Expected Shortfall gebruikt worden in plaats van de 99,5% Value-at-Risk, dan zal dit leiden tot hogere Solvency Capital Requirements.
- Er zitten een aantal voordelen aan het gebruik van een Expected Shortfall-risicomaat. Dit maakt het aantrekkelijk voor de regelgever om een Expected Shortfall-risicomaat te gebruiken.

2. Risicomaten in Solvency II en alternatieven

2.1 Risicomaten

De Solvency II-regelgeving maakt gebruik van een Value-at-Risk-risicomaat (VaR) om de kapitaaleisen te bepalen. De VaR is een kwantiel; dat wil zeggen dat de VaR met betrouwbaarheid $\alpha \in (0,1)$ gegeven is door:

$$VaR_\alpha(X) = \inf\{x \in \mathbb{R} | \, F_X(x) \geq \alpha\},$$

voor iedere stochastische variabele X, waarbij F_X de cumulatieve dichtheidsfunctie (CDF) is van X: een verlies op een eenjarige horizon (zie bijvoorbeeld McNeil et al., 2015). In de Solvency II-regelgeving wordt gekeken naar een parameter van $\alpha = 99{,}5\%$.

Basel III- en de SST-regelgeving gebruiken Expected Shortfall (ook bekend als de conditionele VaR). De Expected Shortfall met betrouwbaarheid $\alpha \in (0,1)$ is gegeven door:

$$ES_\alpha(X) = \frac{1}{1-\alpha}\int_\alpha^1 VaR_\gamma(X)d\gamma,$$

voor stochastische variabele X. Merk op dat als X continu verdeeld is, dan geldt $ES_\alpha(X) = E[X|X \geq VaR_\alpha(X)]$.

Het gebruik van Expected Shortfall is ook erg populair in de academische literatuur (zie bijvoorbeeld Acerbi, 2002; Emmer et al., 2015). Het voornaamste argument hiervoor is dat de ES ook extreme gebeurtenissen in de staart van de verdeling meeneemt, terwijl de VaR enkel naar het kwantiel kijkt. Kortom, de VaR geeft enkel de frequentie van extreme gebeurtenissen weer, terwijl de ES zowel de frequentie als de omvang van extreme gebeurtenissen meeneemt. Dit laatste zorgt er wel voor dat de interpretatie van ES niet rechttoe-rechtaan is, terwijl van de $VaR_{99,5\%}$ vaak gezegd wordt dat de buffer eens in de 200 jaar onvoldoende is. Verder spelen stabiliteit, robuustheid en backtesting een belangrijke rol in de academische onderbouwing van ES (zie bijvoorbeeld Kerkhof en Melenberg, 2004).
Een populair bezwaar tegen het gebruik van de VaR is dat dit niet sub-additief is. Dat wil zeggen dat er stochastische variabelen X en Y bestaan, zodanig dat:

$$VaR_\alpha(X) + VaR_\alpha(Y) < VaR_\alpha(X+Y).$$

Dit geldt in het bijzonder wanneer (X, Y) een specifieke 'exotische' kansverdeling of afhankelijkheidsstructuur heeft. Deze kritiek op de VaR is geformuleerd door bijvoorbeeld Artzner et al. (1999), wat heeft geleid tot de introductie van ES door Acerbi (2002). Veel argumenten voor de ES komen overeen met argumenten voor de GUISE-maatstraf voor financiële risico's, die is voorgesteld door de Autoriteit Financiële Markten (AFM) in 2006. Andere auteurs die betogen dat de VaR ongeschikt is om kapitaaleisen te bepalen zijn Beder (1995) en Wagner (2014).
De relevantie van sub-additiviteit voor risicomaten is echter ook discutabel (Kou et al., 2013; Bauer en Zanjani, 2016). Bovendien is backtesting van de VaR relatief eenvoudig. Daarbij wordt namelijk naar het verleden gekeken en geteld hoe vaak het rendement kleiner was dan de op dat moment gebruikte VaR. Dit zou gemiddeld ongeveer α keer het geval moeten zijn. Backtesting van ES is niet eenvoudig te doen (zie bijvoorbeeld Acerbi en Szekeley, 2014). Kellner en Rösch (2016) laten zien dat de ES veel gevoeliger is voor modelrisico dan de VaR. Modelrisico is substantieel groter wanneer parametrische verdelingen worden verondersteld (Martin en Zhang, 2016). Voor Monte Carlo-simulaties is de ES erg gevoelig voor extreme waarden en een groot aantal simulaties zijn nodig om de simulatiefout te reduceren (Yamai en Yoshiba, 2005). Stel dat 1.000 scenario's gegenereerd worden en in één van die scenario's gaat de rente naar -10% en de levensverwachting naar 150 jaar. Bij een VaR wordt dit scenario waarschijnlijk niet meegenomen, omdat dit niet het maatgevende scenario zal zijn. Bij een ES-maatstaf is dit wel het geval; de ES kan tot extreme waarden leiden. Het is onduidelijk of een dergelijke extreme waarde van een kapitaaleis al dan niet wenselijk is voor de regelgever.

Kortom, er is geen eenduidig argument voor of tegen het gebruik van de ES in plaats van de VaR. We nemen in dit artikel hierover geen standpunt in. De voor- en nadelen van de VaR en ES zijn samengevat in tabel 1.

Tabel 1: Overzicht van voor- en nadelen van het gebruik van VaR en ES.

VaR	ES
Intuïtie: frequentie	Intuïtie: frequentie en omvang
Niet sub-additief	Sub-additief
Backtesting is triviaal	Backtesting lastig
Modelrisico beperkt	Modelrisico substantieel

2.2 Gaussische verdeling

In deze paragraaf bestuderen we de VaR en ES voor Gaussische verdelingen. De aanname dat rendementen Gaussisch verdeeld zijn wordt gemaakt in Solvency II voor veel risicomodules. Allereerst veronderstellen we dat de stochastische variabele X een Gaussische verdeling heeft, met verwachtingswaarde $\mu = 0$ en standaarddeviatie $\sigma > 0$. De dichtheidsfunctie van X is gegeven door f_X. De ES is dan gegeven door:

$$\begin{aligned} ES_\alpha(X) = E[X|X \geq VaR_\alpha(X)] = \\ &= \frac{1}{1-\alpha}\int_{VaR_\alpha(X)}^{\infty} t f_X(t)dt = \frac{1}{(1-\alpha)\sigma\sqrt{2\pi}}\int_{VaR_{\alpha(X)}}^{\infty} t\, e^{-\frac{t^2}{2\sigma^2}}dt \\ &= \frac{e^{-\frac{q_\alpha^2}{2}}}{(1-\alpha)\sqrt{2\pi}}\sigma = \frac{\phi(q_\alpha)}{1-\alpha}\sigma, \end{aligned}$$

waarbij $q_\alpha = VaR_\alpha(Z)$, de variabele Z heeft een standaard Gaussische verdeling (met verwachting 0 en standaarddeviatie 1) en ϕ is de dichtheidsfunctie van de standaard Gaussische verdeling. Er geldt bijvoorbeeld $ES_{99\%}(X) \approx 2{,}67\ \sigma$. Bovendien is de Value-at-Risk (VaR) van X gegeven door:

$$VaR_\alpha(X) = q_\alpha \sigma.$$

Dit betekent dat:

$$\frac{ES_\alpha(X)}{VaR_\alpha(X)} = \frac{e^{-\frac{q_\alpha^2}{2}}}{q_\alpha(1-\alpha)\sqrt{2\pi}} := c_\alpha > 1.$$

Er geldt dus dat zowel de VaR als de ES gegeven zijn door lineaire functies van de standaarddeviatie. Het verschil in de factor hangt af van het gekozen kwantiel α. Dit betekent dat $VaR_\alpha(X) = ES_\theta(X)$ dan en slechts dan als

$$q_\alpha = \frac{e^{-\frac{q_\theta^2}{2}}}{\theta\sqrt{2\pi}},$$

ofwel,

$$\alpha = \Phi\left(\frac{e^{-\frac{q_\theta^2}{2}}}{\theta\sqrt{2\pi}}\right),$$

waarbij Φ de cumulatieve verdelingsfunctie is van de standaard Gaussische verdeling. Dus, de standaarddeviatie σ geeft een even goed beeld van het risico als de VaR en de ES. Het is echter van belang dat de goede correctie van de parameters toegepast wordt. Een verschuiving van VaR naar ES is dus overbodig als de rendementen Gaussisch verdeeld zijn. Bovendien geldt voor waarden van α die dichtbij 1 liggen dat $\mathrm{VaR}_\alpha(\mathrm{X}) = ES_\theta(X)$ wanneer $\theta \approx 1 - 2{,}5 \cdot (1-\alpha)$.
Als de verwachtingswaarde μ een willekeurig reëel getal is, dan geldt:

$$ES_\alpha(X) = \mu + \frac{\phi(\mathrm{q}_\alpha)}{1-\alpha}\sigma$$

en

$$VaR_\alpha(X) = \mu + \mathrm{q}_\alpha\sigma.$$

Dit betekent dat bovenstaande resultaten blijven gelden na correctie voor μ. Echter, het is een bekend gegeven dat aandelenrendementen en rentes niet Gaussisch verdeeld zijn (Cont, 2001; Sandström, 2007). De ES is per constructie gevoeliger voor 'zwaardere staarten' in de verdeling van het rendement. Grotere staarten zijn typisch geobserveerd in aandelenrendementen of rentes en zorgen ervoor dat extreme gebeurtenissen relatief waarschijnlijker zijn. Daarom is de ES relatief hoog ten opzichte van de VaR als verdelingen een grotere scheefheid en/of kurtosis hebben.

Bertsimas et al. (2004) laten zien dat voor elliptische verdelingen de ES proportioneel is ten opzichte van de standaarddeviatie. Dus de standaarddeviatie geeft evenveel informatie over het risico als de ES, zolang een juiste parameter gekozen wordt. Naast de Gaussische verdeling is de student-t-verdeling een bekend voorbeeld van een elliptische verdeling. Voor de student-t-verdeling zijn de VaR en de ES ook proportioneel aan de standaarddeviatie.

2.3 Solvency II

De opbouw van de Solvency II-regelgeving kent drie pilaren die onderling samenhangen:

- Pilaar 1 richt zich op de kwantificeerbare risico's en bijbehorende voorzieningen en kapitaaleisen.

- Pilaar 2 focust op het risicomanagement en de bedrijfsvoering van een verzekeraar.
- Pilaar 3 omvat de eisen ten aanzien van te publiceren informatie en de rapportage aan de toezichthouder.

We focussen ons in dit artikel op pilaar1. Het onderliggende principe van deze pilaar is dat verzekeraars een hoeveelheid kapitaal aanhouden die hen met voldoende zekerheid in staat stelt om onverwachte verliezen op te vangen en te voldoen aan de verplichtingen binnen een jaar.

Een onderdeel van pilaar 1 is het standaardmodel voor de berekening van de kapitaaleisen. Solvency II biedt verzekeraars de mogelijkheid om in plaats daarvan interne modellen te gebruiken. Er gelden wel voorwaarden voor het gebruik hiervan. Bedrijven kunnen ervoor kiezen een intern model te gebruiken voor het bepalen van de kapitaaleisen. Dit model dient vervolgens gevalideerd te worden door de Nederlandsche Bank (DNB).

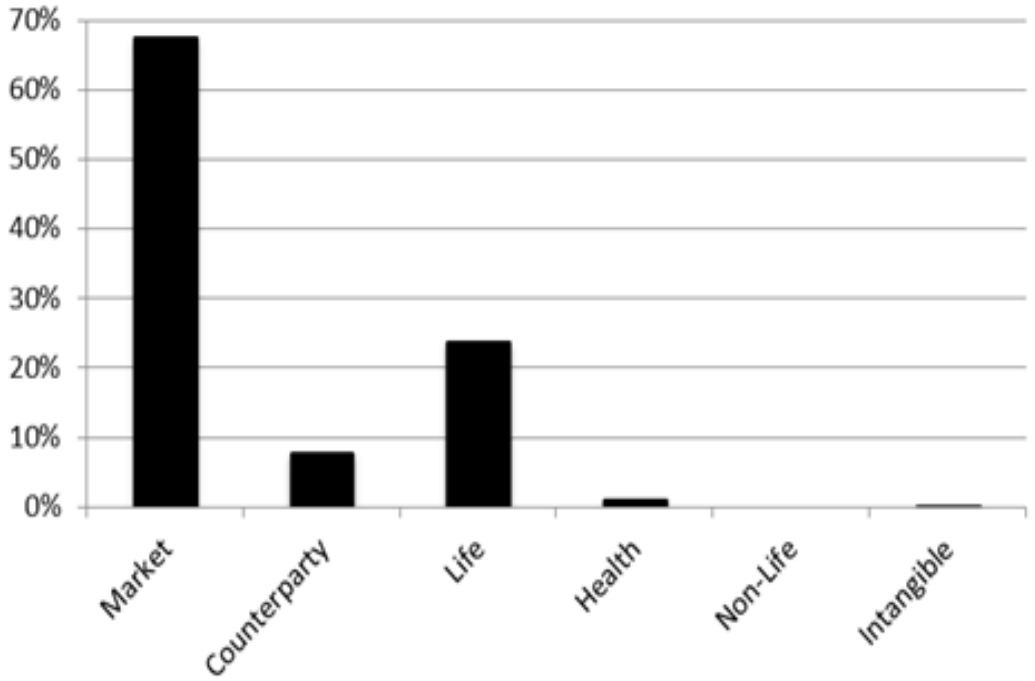
2.4 Het standaardmodel in pilaar 1

Het standaardmodel is bepaald door EIOPA in 2014 (EIOPA, 2014a, b). De Solvency Capital Requirement (SCR) is het kapitaal dat in een jaar aangehouden dient te worden. Dit wordt modulair – per risicomodule – bepaald en wordt geaggregeerd tot de totale SCR. Deze methode wordt in meer detail uiteen gezet in hoofdstuk 3. EIOPA (2014a) schrijft voor hoe de bezittingen en verplichtingen gewaardeerd dienen te worden. De bezittingen dienen op marktbasis gewaardeerd te worden. Dit houdt in dat de waarde zodanig dient te zijn dat de bezittingen kunnen worden verkocht aan verstandige tegenpartijen in transacties. Het zou wenselijk zijn als dit ook zou gelden voor de waarde van de verplichtingen. Het waarderen op marktbasis is echter moeilijk voor verplichtingen. Replicatie van kasstromen lukt niet nauwkeurig genoeg en daarom schrijft de Quantitative Impact Study 5 (QIS 5) voor dat de beste inschatting van verplichtingen plus een risicomarge gebruikt dient te worden.
De beste inschatting van verplichtingen (ook wel technische voorziening genoemd) is de verwachte contante waarde van de toekomstige kasstromen. De risicomarge wordt berekend als de kosten van het aanhouden van een buffer (minimaal vereist eigen vermogen) die bepaald zijn door de SCR voor de looptijd van de verzekeringsverplichtingen. Deze kosten worden vastgesteld met de zogenaamde Cost-of-Capital.

EIOPA (2014a) schrijft voor dat voor het bepalen van de SCR schokscenario's gebruikt worden die gekalibreerd zijn met de 99,5%-Value-at-Risk (VaR). De VaR wordt dan bepaald voor het eigen vermogen over één jaar van de verzekeraar. Het onderliggende principe is om schokken te gebruiken voor verschillende risicomodulen en die dan te aggregeren tot de basis-SCR. Deze schokken worden gekalibreerd met de VaR met een parameter gelijk aan $\alpha = 99{,}5\%$. De methode van aggregeren van de SCR per risicomodule tot de basis-SCR wordt besproken in hoofdstuk 3.

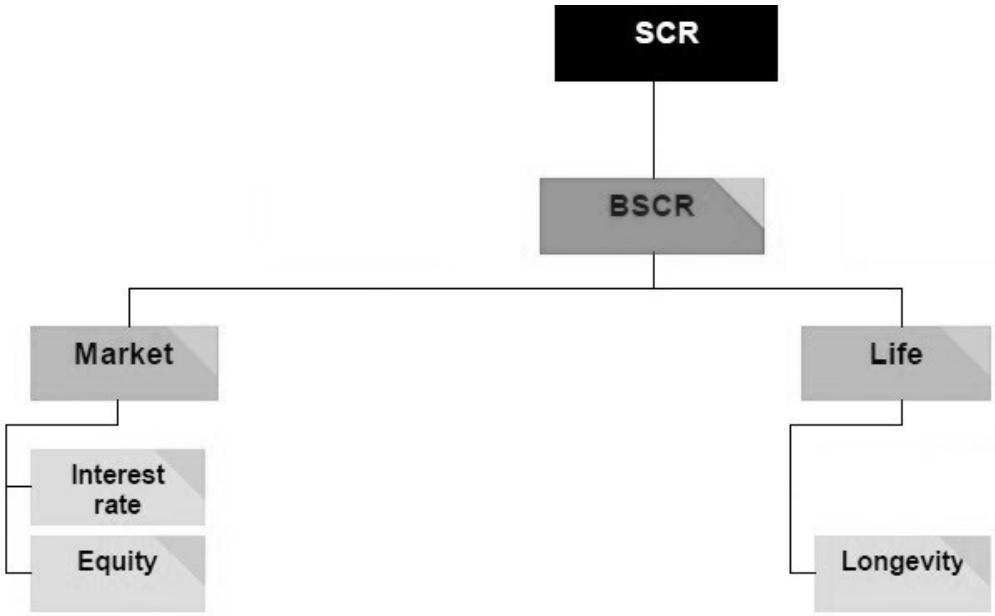
De risico's van een verzekeraar zijn onderverdeeld in zes modules: 1) markt, 2) gezondheid, 3) bankroet, 4) leven, 5) niet-leven en 6) overige risico's. Deze zes risicomodules dragen bij aan de basis-SCR van een verzekeraar. Hier bovenop komt nog een aanpassing voor operationele kosten en onder meer ook een correctie voor uitgestelde belastingen. Een rapport van EIOPA (2011) bestudeert de relatieve omvang van elke SCR per risico voor een representatieve levensverzekeraar. Marktrisico is met ongeveer 67,4% het grootste. Daaropvolgend zijn leven en counterparty-risico omvangrijk. Markt- en levenrisico vormen samen ongeveer 91,1% van de basis-SCR voor levensverzekeraars (EIOPA, 2011). Dit wordt weergegeven in figuur 1.

Figuur 1: Overzicht van de omvang van de basis-SCR voor een representatieve levensverzekeraar. Bron: EIOPA (2011).



Binnen de module marktrisico zijn rente, aandelen en spreadrisico substantieel (EIOPA, 2013). Spreadrisico is het risico dat zich een waardedaling voordoet als gevolg van een wijziging in het kredietrisico die tot uiting komt in een verhoogde spread op bepaalde bezittingen. Solvency II sluit expliciet het spreadrisico uit voor staatsobligaties uit de Europese Economische Ruimte (EER). We nemen dit niet mee in onze analyse. Ook nemen we niet mee wat de operationele risico's zijn en we kijken niet naar de aanpassingen voor onder andere uitgestelde belastingen.[1] Daardoor is de basis-SCR gelijk aan de SCR. We focussen ons op rente-, aandelen-, en langlevenrisico. Dit wil zeggen dat we ons focussen op een gereduceerde basis-SCR van een levensverzekeraar. We geven een overzicht van deze gereduceerde basis-SCR in figuur 2.

Figuur 2: Overzicht van de gereduceerde totale SCR van de verzekeraar zoals behandeld in dit artikel.



EIOPA (2011) laat zien dat we drie van de vier grootste risico's meenemen voor een levensverzekeraar. Lapse is in omvang ongeveer even groot als langlevenrisico, maar het is moeilijk om dit risico empirisch te onderzoeken met behulp van data.

1 Een belangrijke reden voor het niet meenemen van operationele risico's en aanpassingen voor onder andere uitgestelde belastingen is het feit dat deze eenheden pas meetbaar zijn nadat de basis-SCR bepaald is.

Marktrisico ontstaat door de onzekerheid in de marktprijzen van financiële instrumenten. De gevoeligheid voor marktrisico wordt gemeten door de impact op het eigen vermogen van de rendementen van de financiële instrumenten, zoals aandelen, obligaties, onroerend goed en wisselkoersen. Langlevenrisico is het risico dat de bevolking langer leeft dan voorspeld. Dit heeft een substantiële impact op de waarde van de verplichtingen (zie bijvoorbeeld Hári et al., 2008).

3. Kalibratie stress-scenario's

In dit hoofdstuk leggen we uit wat de methode is voor het bepalen van de SCR van de verzekeraar volgens CEIOPS (2010) en EIOPA (2014a). In Paragraaf 3.1 leggen we uit hoe de stress-scenario's gekalibreerd zijn per risicomodule. Vervolgens bespreken we in Paragraaf 3.2 hoe deze schokken geaggregeerd worden voor het bepalen van de totale SCR.

3.1 Kalibratie per risicomodule

We bespreken in deze paragraaf de kalibratie van drie modulen: renterisico, aandelenrisico en langlevenrisico. Deze kwantitatieve eisen zijn onderbouwd door de zogenoemde Quantitative Impact Studies 5 (QIS 5).

Renterisico

Renterisico wordt gegenereerd doordat bezittingen en verplichten gevoelig kunnen zijn voor verschuivingen in de rentetermijnstructuur. De verzekeraar moet zijn verplichtingen waarderen met gebruik van de rentetermijnstructuur van de European Central Bank (ECB). De huidige methode gebruikt een Ultimate Forward Rate.[2]

De schokken van renterisico worden bepaald met een principale componentenanalyse. Voor een technische beschrijving van deze methode verwijzen we naar Fiori en Iannotti (2006). Er wordt dagelijkse data gebruikt van rentermijnstructuren van vier door EIOPA voorgeschreven tijdsreeksen van Europese staatsobligaties.

Deze methode leidt tot schokken voor de looptijden van 1, 2, ... , 20 jaar voor zowel de schok dat rente omhoog gaat als de schok dat de rente omlaag gaat. Voor de langere looptijden worden de schokken lineair geïnterpoleerd tot een gegeven schok van -20% en +20% bij een looptijd van 90 jaar.

Onder de geschokte rentetermijnstructuur wordt gekeken naar het verschil in eigen vermogen (*Basic Own Fund, BOF*), wat gegeven is door $\Delta BOF|_{schok} = BOF - BOF|_{schok}$, waarbij BOF het huidige eigen vermogen is en $BOF|_{schok}$ het eigen vermogen is na een schok.

Het eigen vermogen is gegeven door het verschil tussen de marktwaarde van de bezittingen en de technische voorzieningen. De technische voorzieningen worden

2 Zie *http://www.toezicht.dnb.nl/en/binaries/51-226788.pdf* of CEIOPS (2010) voor meer informatie over de procedure voor het bepalen van de volledige rentetermijnstructuur.

gegeven door de beste inschatting van de verplichtingen. De rente SCR wordt gegeven door:

$$Mkt_{up,rente} = \Delta BOF|_{up\ schok},$$
$$Mkt_{down,rente} = \Delta BOF|_{down\ schok},$$
$$Mkt_{rente} = max\{Mkt_{up,rente}, Mkt_{down,rente}, 0\}.$$

De geschokte rentetermijnstructuur wordt gegenereerd door $max\{(1 + s_m^{up}) \cdot r_m, r_m + 1\%\}$ en $(1 + s_m^{down})$, waarbij r_m de huidige rente is met looptijd m, en s_m^{up} en s_m^{down} zijn de up- en down-schokken van de rentetermijnstructuur. Er is dus een minimale schok van 1% voor het bepalen van de schok in het up-scenario (EIOPA, 2014b).[3]

In de praktijk is de schok dat de rente omlaag gaat meestal erger voor het eigen vermogen; de down-schok is dan ook leidend voor de kapitaaleis voor renterisico.

Aandelenrisico

EIOPA (2014a) maakt onderscheid tussen risico's van globale en overige aandelen. Het standaardmodel geeft aan dat de globale aandelenschok gegeven is door -39% en de overige aandelenschok door -49%. Globale aandelen zijn bijvoorbeeld aandelen die worden verhandeld op aandelenmarkten in de Europese Unie of in OECD-landen. Voorbeelden van overige aandelen zijn aandelen die verhandeld worden in markten buiten de Europese Unie of OECD-landen, hedgefondsen, private equity en alternatieve investeringen. De schokken zijn gekalibreerd met gebruik van de Morgan Stanley Capital International (MSCI) World Developed Price Equity Index. Om de VaR te bepalen, wordt de empirische verdeling van de jaarlijkse rendementen met een overlappende horizon gebruikt. We nemen de symmetrische aanpassing mee die corrigeert voor procyclische rendementen van aandelen (zie Eling en Pankoke, 2014).

De SCR voor aandelen wordt bepaald door het verlies in eigen vermogen na een negatieve schok in aandelen. Voor de categorie $i \in$ {"globaal", "overig"} leidt dit tot:

$$Mkt_{aandelen,i} = max\{\Delta BOF|_{aandelenschok,i}, 0\}.$$

3 Dit was anders in EIOPA (2010), toen de up-schok gegeven was door $(1 + s_m^{up}) \cdot r_m$, en de down-schok door $max\{min\{(1 + s_m^{down}) \cdot r_m, r_m - 1\%\}, 0\}$ voor looptijd m.

Hierin is de waarde van $\Delta BOF|_{aandelenschok,i}$ het verschil in eigen vermogen na de aandelenschok i. De aandelen-SCR wordt dan gegeven door:

$$Mkt_{aandelen} = \sqrt{Mkt^2_{aandelen,\text{"globaal"}} + Mkt^2_{aandelen,\text{"overig"}} + 1{,}5 \cdot Mkt_{aandelen,\text{"globaal"}} Mkt_{aandelen,\text{"overig"}}}.$$

Er wordt dus impliciet verondersteld dat globale en overige aandelen gecorreleerd zijn met een correlatiecoëfficiënt van 0,75. De bovenstaande wortelformule bespreken we in meer detail in paragraaf 3.2.

Levenrisico

Levenrisico is het risico dat ontstaat door het verkopen van levensverzekerings-producten en alle winsten en kosten die hiermee te maken hebben. Levenrisico is de tweede grootste risicoklasse voor representatieve levensverzekeraars; in hoofdstuk 2 zagen we dat het ongeveer 23,7% van de basis-SCR is (EIOPA, 2011). De twee belangrijkste componenten zijn langlevenrisico en lapserisico. In dit artikel laten we lapserisico buiten beschouwing.

Langlevenrisico is ongeveer 44% van de leven-SCR (EIOPA, 2011). Langlevenrisico is het risico dat volgt uit het feit dat (uitgestelde) lijfrentes en andere verplichtingen meer waard worden wanneer polishouders langer leven. De levensverzekeraar moet dan langer uitbetalen. Daardoor dienen de technische voorzieningen hoger te zijn dan verwacht. Langlevenrisico focust zich op de systematische component. Dat wil zeggen dat de totale bevolking langer leeft dan voorspeld.

In dit artikel bestuderen we alleen langlevenrisico uit de module levenrisico. Het langleven-SCR wordt bepaald door te kijken naar het verschil in het eigen vermogen bij een permanente schok omlaag van de overlijdenskansen voor alle leeftijden van de polishouders – ofwel: als de polishouders systematisch langer leven dan verwacht. Dit leidt tot een verwachte toename van de technische voorzieningen voor afgesloten lijfrentes en zodoende tot een afname van het eigen vermogen. De definitie van de langleven-SCR wordt dan gegeven door:

$$SCR_{leven} = \Delta BOF|_{langlevenschok}.$$

EIOPA (2014a) beschrijft in het standaardmodel dat alle overlijdenskansen gereduceerd dienen te worden met 20%. CEIOPS (2010) heeft dit als volgt gekalibreerd:

we gebruiken de geslacht-neutrale sterftetafels met leeftijdsgroepen van 5 jaar van de negen landen Denemarken, Frankrijk, Verenigd Koninkrijk, Estland, Italië, Zweden, Polen, Hongarije en Tsjechië. We schatten de eerste twee momenten (verwachtingswaarde en standaarddeviatie) van de relatieve jaarlijkse verschillen in de conditionele kans op overlijden. Voor elke leeftijdsgroep en elk land schatten we een Gaussische verdeling en bepalen van deze Gaussische verdeling de VaR met kwantiel $\alpha = 99{,}5\%$. Dan wordt de langlevenschok bepaald door het gemiddelde te pakken van al deze schokken.

3.2 Aggregeren van de SCR's per risicomodule

In deze paragraaf leggen we de Solvency II-regels uit voor het bepalen van de totale SCR. De markt-SCR is als volgt gedefinieerd:

$$SCR_{markt} = \sqrt{Mkt_{aandelen}^2 + Mkt_{rente}^2 + 2A \cdot Mkt_{aandelen} Mkt_{rente}}.$$

Hierbij geldt $A = 0$ als de renteschokken voor de verzekeraar bepaald worden door het up-scenario, en anders geldt $A = 0{,}5$. In de praktijk is het down-scenario van renterisico bijna altijd slechter. Daardoor geldt dat er impliciet verondersteld wordt dat aandelenrendementen en rentes positief gecorreleerd zijn met correlatiecoëfficiënt 0,5.

De markt-SCR en leven-SCR worden gecombineerd tot de gereduceerde totale SCR. De gereduceerde totale SCR wordt als volgt bepaald:

$$SCR = \sqrt{SCR_{markt}^2 + SCR_{leven}^2 + 0{,}5 \cdot SCR_{markt} SCR_{leven}}.$$

De structuur van de Solvency Capital Requirements is gedeeltelijk afgeleid van een formule gebruikt door het Duitse verbond voor verzekeraars (*Gesamtverband der Deutschen Versicherungswirtschaft*; zie bijvoorbeeld Eling et al., 2007; Schubert en Griessmann, 2007). De structuur van de wortelformule volgt uit de impliciete aanname dat alle rendementen multivariaat Gaussisch verdeeld zijn. Dit betekent onder andere dat de afhankelijkheid lineair is. Als individuele rendementen niet Gaussisch verdeeld zijn of correlaties niet-lineair, dan kan het gebruik van de wortelformule erg onzuiver zijn. Scheefheid of een excessief grote kurtosis kunnen bijvoorbeeld leiden tot grote onzuiverheden (zie Sandström, 2007). Bovendien, zelfs al zijn alle rendementen univariaat Gaussisch verdeeld, dan zal de invloed van een

rendement op de VaR van het totale risico niet noodzakelijk dichtbij de benadering met de wortelformule zijn. Niet-lineaire afhankelijkheden in multivariate rendementen leiden typisch tot een substantiële onderschatting van de totale SCR gegeven door de VaR van het eigen vermogen (zie bijvoorbeeld Pfeifer en Strassburger, 2008; Bauer et al., 2010). In dit artikel gaan we verder niet in op de aggregatiemethoden die leiden tot de totale SCR.

4. Methode

4.1 Kalibratie van de fictieve levensverzekeraar

Het heden is vastgezet op 31 december 2014. We veronderstellen dat de verplichtingen van de fictieve verzekeraar gegeven zijn door lijfrentes die uitbetalen vanaf een leeftijd van 65 jaar. De portfolio bestaat uit 100.000 mannelijke polishouders. De gemiddelde leeftijd van de polishouders is 50 jaar; de jongste is 21 jaar en de oudste is 79 jaar. We veronderstellen dat alle polishouders geboren zijn op 1 januari. De portfolio is genormaliseerd, zodanig dat de uitbetaling aan de huidige groepen polishouders die al 65 jaar oud zijn elk jaar 1 is zolang het individu in leven is. We veronderstellen een lineaire opbouw van aanspraken voor de polishouders die nog geen 65 jaar oud zijn. We verwijzen naar Hári et al. (2008) voor een overzicht van de actuariële waarderingen van verplichtingen gegeven door lijfrentes. Voor specifieke details van de portfolio van de verzekeraar verwijzen we naar Alblas (2014) en Boonen (2015).

We veronderstellen dat de fictieve levensverzekeraar geen eigen vermogen heeft. De bezittingen bestaan voor 25% uit globale aandelen en voor 75% uit staatsobligaties. We stellen een portfolio samen van 5-jarige en 30-jarige obligaties. De 5-jarige obligatie heeft jaarlijks een coupon van 2,13% en de 30-jarige obligatie heeft jaarlijks coupon van 3,45%. Deze coupons zijn de couponrentes van UK Gilts met een 5-jarige en 30-jarige looptijd op 31 december 2014. De rentetermijnstructuur die we gebruiken voor het prijzen van obligaties en verplichtingen is van de Europese Centrale Bank (ECB) op 31 december 2014.
We bepalen de portfolio van obligaties als volgt: we veronderstellen dat de duration van de obligaties gelijk is aan 50% van de duration van de verplichtingen. Aangezien 75% van de bezittingen geïnvesteerd is in obligaties, betekent dit dat de duration van alle bezittingen gelijk is aan $75\% \cdot 50\% = 37{,}5\%$ van de duration van de verplichtingen. Via deze duration bepalen we de hoeveelheid geïnvesteerd in 5-jarige en 30-jarige obligaties. Merk op dat voor staatsobligaties uit de EER geen spread-SCR aangehouden hoeft te worden (EIOPA, 2010).
In dit artikel veronderstellen we dat de verzekeraar gebruikmaakt van de sterftetafels van het Actuarieel Genootschap: AG 2012-2062[4] die ontwikkeld is in

4 Voor een gedetailleerde weergave van de sterftetafel die we gebruiken, zie *http://www.ag-ai.nl/download/14127-Prognosetafel+AG2012-2062.xls*.

2012. Deze sterftetafels bevatten een trend waardoor de bevolking systematisch langer leeft.

4.2 Het koppelen van de SCR

We bepalen de SCR gebaseerd op stress-scenario's die gekalibreerd zijn door middel van de VaR met $\alpha = 99{,}5\%$. We staan toe dat $\alpha \in [95\%, 100\%)$ variabel is. De SCR met risicomaat VaR_α definiëren we als de $SCR(VaR_\alpha)$. Vervolgens bepalen we de stress-scenario's op basis van de ES. De SCR gebaseerd op stress-scenario's die gekalibreerd zijn door middel van de ES met parameter $\theta \in [0{,}100\%)$ definiëren we dan als de $SCR(ES_\theta)$. We focussen ons op de verschuivingen per risicomodule. Daarom kiezen we voor de verschillende kwantielen α een θ zodanig dat:

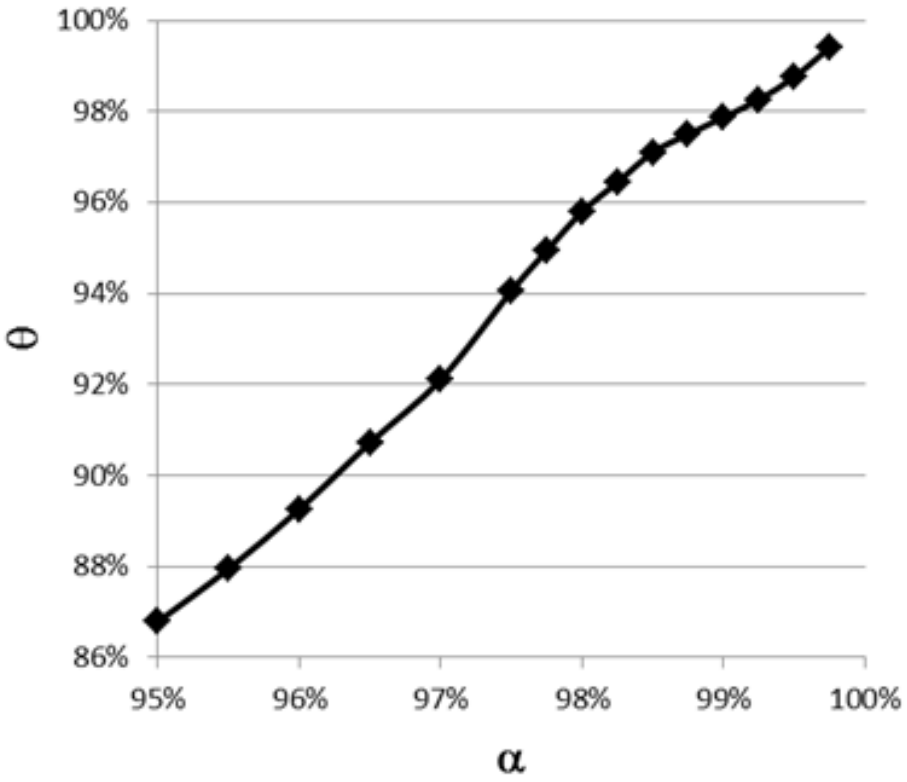
$$SCR(VaR_\alpha) = SCR(ES_\theta).$$

Op deze manier definieren we de functie $\theta: [95\%, 100\%) \to [0{,}100\%)$ als de strikt stijgende functie zodanig dat bovenstaande gelijkheid geldt voor iedere $\alpha \in [95\%, 100\%)$. We vinden bijvoorbeeld dat $\theta(99{,}5\%) \approx 98{,}78\%$ en $\theta(98{,}5\%) \approx 97{,}00\%$ als we schokken kalibreren zoals we later in deze paragraaf doen voor een fictieve verzekeraar. We geven de functie θ weer in figuur 3. Deze functie is niet-lineair, wat het gevolg is van niet-Gaussische verdelingen. Als alle risico's Gaussisch verdeeld zouden zijn, dan geldt $\theta(99{,}5\%) \approx 98{,}71\%$.

Een populaire vuistregel is dat $VaR_\alpha(X) \approx ES_\theta(X)$ wanneer $\theta = 1 - 2{,}5(1 - \alpha)$ voor grote waarden van α. De Basel III-regelgeving voor banken stapt bijvoorbeeld over van een VaR met $\alpha = 99\%$ naar een ES met $\theta = 97{,}5\%$. Dit verband wordt door figuur 3 bevestigd voor lagere kwantielen, terwijl voor de hogere kwantielen de factor 2 (in plaats van 2,5) een betere overeenkomst geeft. Ook zien we dat als de 99% ES gebruikt wordt in plaats van de 99,5% VaR, dit zal leiden tot een hogere SCR.

We leggen de parameter-functie $\theta(\alpha)$ vast zoals in figuur 3. Op deze manier focussen we ons op de stress-scenario's en bijbehorende SCR's voor aandelen-, rente- en langlevenrisico.

Figuur 3: De parameter-functie $\theta(\alpha)$ zoals gedefinieerd in Hoofdstuk 4.
Bron: Boonen (2015).



4.3 Stress-scenario's per risicomodule

De gestreste scenario's die we kalibreren voor $VaR_{99,5\%}$ zijn niet identiek aan de scenario's van EIOPA (2014a). De data die we gebruiken zijn wel in lijn met de voorgeschreven data door CEIOPS (2010) voor de QIS 5 stress-scenario kalibraties, maar we vullen dit aan met meer recentere data. Bovendien hebben we ook een speciale focus voor het kwantiel $\alpha = 98{,}5\%$. Dit biedt een vergelijking om in te schatten of bepaalde effecten groot of klein zijn.

De gekalibreerde schokken voor het globale aandelenrisico zijn weergegeven in tabel 2.

Tabel 2: De waarden van VaR en ES voor het 'globale' aandelenrisico voor verschillende parameters van α en $\theta(\alpha)$.

α	VaR_{α}	$ES_{\theta(\alpha)}$
99,5%	-51,66%	-51,69%
98,5%	-46,75%	-45,22%

De methode voor het bepalen van de renteschokken met principale componenten-analyse (PCA) wordt uitvoerig beschreven in Boonen (2015).

In Appendix A laten we de stress-scenario's zien voor renterisico met VaR_α en $ES_{\theta(\alpha)}$ met $\alpha \in \{98{,}5\%, 99{,}5\%\}$. Deze schokken zijn gedocumenteerd voor alle looptijden van 1 tot 20 jaar. Net als voor aandelenrisico zijn de verschillen tussen VaR en ES klein voor $\alpha = 99{,}5\%$. Ook al zijn de verschillen klein, de VaR is kleiner dan de ES voor elke looptijd. Wanneer het kwantiel $\alpha = 98{,}5\%$ is voor de VaR, dan zijn de verschillen substantieel groter.

Voor het fictieve fonds geldt dat de down-schok slechter is voor het eigen vermogen dan de up-schok. Dit volgt hoofdzakelijk uit de aanname dat de duration van de verplichtingen groter is dan de duration van de bezittingen.[5] Daarom gebruiken we de down-schok voor het bepalen van de rente-SCR.

Voor langlevenrisico gebruiken we Gaussische verdelingen als voorgeschreven in het kalibratieartikel van CEIOPS (2010). Deze methode heeft als nadeel dat sterftekansen negatief kunnen worden. Door het gebruik van Gaussische verdelingen is het mogelijk om *analytisch* een $\hat{\theta}(\alpha)$ te bepalen zodanig dat geldt:

$$SCR_{leven}(VaR_\alpha) = SCR_{leven}(ES_{\hat{\theta}})$$

voor elke α en elk portfolio van de verzekeraar. Mogelijke verschillen tussen de SCR van leven voor de overstap van VaR naar ES zijn dus enkel een gevolg van $\theta(\alpha) \neq \hat{\theta}(\alpha)$.

In tabel 3 laten we de stress-scenario's zien van langlevenrisico. We zien dat de schokken groter zijn wanneer ES gebruikt wordt. Bovendien zijn de verschillen weer veel groter dan wanner $\alpha = 98{,}5\%$ gebruikt wordt.

Tabel 3: De waarden van VaR en ES voor langlevenrisico voor verschillende parameters van α en $\theta(\alpha)$.

α	VaR_α	$ES_{\theta(\alpha)}$
99,5%	-18,78%	-18,90%
98,5%	-16,19%	-16,90%

5 Stel we passen de duration van de obligaties aan, zodanig dat voor de fictieve verzekeraar de duration van de bezittingen gelijk is aan de duration van de verplichtingen. Dan geldt nog steeds dat de down-schok voor renterisico slechter is voor het eigen vermogen dan de up-schok voor renterisico.

Vervolgens passen we deze schokken toe op de fictieve verzekeraar. We berekenen dat de gereduceerde totale SCR gegeven is door ongeveer 23,24% van de technische voorzieningen. De compositie van deze $\mathrm{SCR}(\mathrm{VaR}_{99,5\%})$ uit de drie risicomodules is weergegeven in tabel 4.

Tabel 4: Overzicht van de gereduceerde totale SCR als fractie van de technische voorziening voor de representatieve levensverzekeraar.

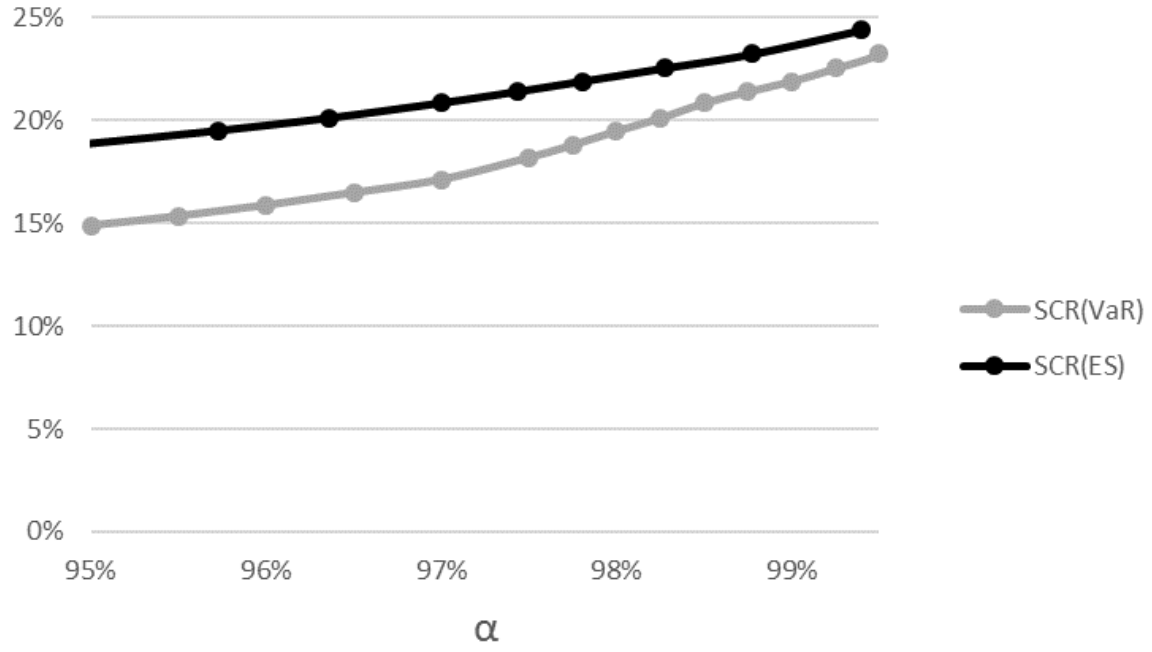
Gereduceerde totale SCR	23,24%
Rente-SCR	10,05%
Aandelen-SCR	14,85%
Markt-SCR	21,70%
Langleven-SCR	4,49%

In figuur 4 geven we de waarden van $SCR(VaR_\alpha)$ en $SCR(ES_\alpha)$ als functie van α weer. Merk op dat we per definitie hebben dat $VaR_\alpha(X) \leq ES_\alpha(X)$ voor elke X, en dus geldt:

$$SCR(VaR_\alpha) \leq SCR(ES_\alpha),$$

voor iedere waarde van α.

Figuur 4: Vergelijking van $SCR(VaR_\alpha)$ met $SCR(ES_\alpha)$ voor de fictieve verzekeraar voor verschillende waarden van α.



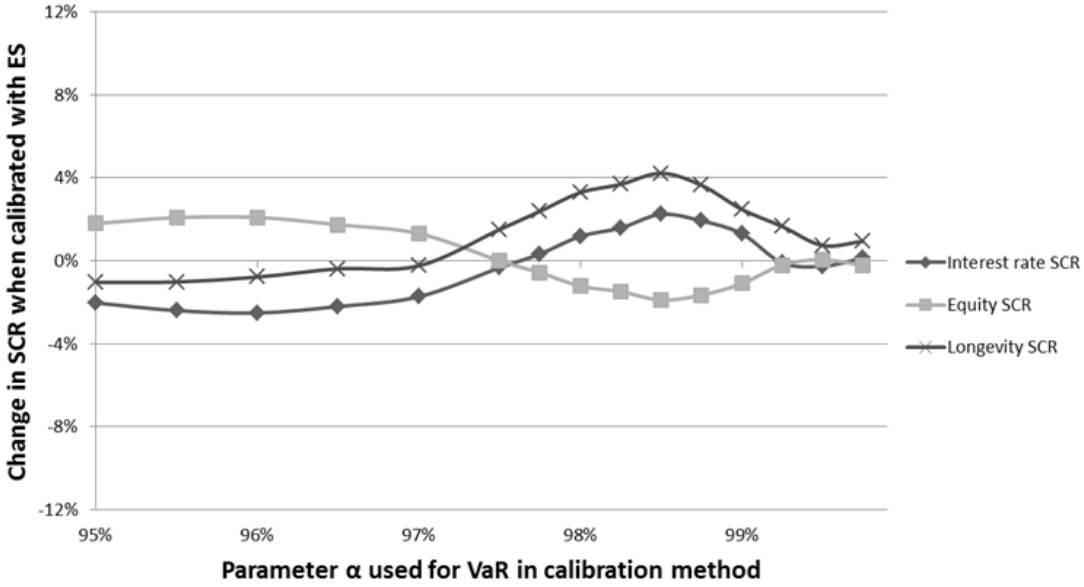
5. Resultaten voor de fictieve verzekeraar

In dit hoofdstuk vergelijken we de compositie van $SCR(VaR_\alpha)$ met de compositie van $SCR(ES_{\theta(\alpha)})$ in de drie risicomodules voor de fictieve verzekeraar.

5.1 Standaardmodel

De stress-scenario's die gebruikt worden in het standaardmodel zijn beschreven in hoofdstuk 4. Dit is ook de methode van EIOPA (2014a). Dit betekent dat de rente-SCR bepaald wordt door een PCA en dat de langleven-SCR volgt uit de aanname van Gaussische verdelingen voor sterftekansen. Figuur 5 laat zien dat voor het kwantiel $\alpha = 99{,}5\%$, zoals gebruikt in Solvency II, de verschillen in de compositie van de SCR klein zijn als de overstap gemaakt wordt van VaR naar ES. Voor andere kwantielen zien we dat de verschillen groter zijn.

Figuur 5: We vergelijken de compositie van $SCR(VaR_\alpha)$ en $SCR(ES_{\theta(\alpha)})$ voor de fictieve verzekeraar, waarbij de stress-scenario's bepaald zijn zoals door EIOPA (standaardmodel). De horizontale as geeft het kwantiel $\boldsymbol{\alpha}$ van de VaR weer in de kalibratie. De verticale assen geven de relatieve verschuiving in SCR weer per risicomodule als het fonds een overstap maakt van VaR naar ES.
Bron: Boonen (2015).



Wanneer we bijvoorbeeld kijken naar het kwantiel $\alpha = 98{,}5\%$, dan zien we dat de langleven- en rente-SCR substantieel groter zijn wanneer ES gebruikt wordt. De langleven-SCR neemt toe met ruim 4,2% en de rente-SCR met ruim 2,2%, terwijl de aandelen-SCR afneemt met ongeveer 1,8%.

Deze verschillen tussen de drie grafieken in figuur 5 voor gegeven α tellen niet op tot 0 aangezien de oorspronkelijke SCR's voor de risico's niet identiek zijn. Een afname van 1,8% van de aandelen-SCR heeft bijvoorbeeld een grotere impact op de gereduceerde totale SCR dan de groei van 2,2% van de rente-SCR, aangezien de aandelen-SCR groter is dan de rente-SCR.

Wanneer het kwantiel α kleiner is dan 98,5% worden de verschillen tussen de SCR's per risicomodule relatief kleiner. Voor waarden van α kleiner dan 97,5% geldt dat de aandelen-SCR relatief groot is. Dit is onder andere een gevolg van de dikke staarten in de verdeling van aandelenrendementen (zie Cont, 2001). De extreme gebeurtenissen zijn echter meer frequent voor rendementen op vaste rente. De effecten zwakken af wanneer α nog kleiner wordt aangezien de impact van de VaR en ES afneemt wanneer we minder diep in de staart van de verdeling kijken.

5.2 Historische simulatie

Historische simulatie is een populaire niet-parametrische methode. Historische simulatie is een methode waarbij we geen enkele aanname maken over de onderliggende verdeling van het risico. Voor deze methode gaan we ervan uit dat de rendementen in het verleden een perfecte representatie vormen van de verdeling van de toekomstige rendementen. Een nadeel van deze methode is echter dat schattingen erg onzuiver kunnen zijn als er bijvoorbeeld verschillende trends in de data aanwezig zijn. Bovendien is historische simulatie erg gevoelig voor de lengte van de horizon van rendementen uit het verleden (zie bijvoorbeeld Pritsker, 2006).

Wanneer we historische simulatie toepassen, dan blijft de aandelen-SCR ongewijzigd aangezien de aandelen-SCR al empirisch gekalibreerd was. De rente-SCR wordt empirisch bepaald door te kijken naar de jaarlijkse rentewijzigingen in de vier datasets die ook door EIOPA (2014a) voorgesteld worden (zie Paragraaf 3.1). De schok wordt bepaald ten opzichte van de gemiddelde rentestand voor iedere looptijd. We passen lineaire interpolatie toe voor looptijden kleiner dan 20 jaar. De schok van rente met een looptijd van 90 jaar wordt niet empirisch bepaald en voor de looptijden tussen 20 en 90 jaar vinden andermaal lineaire interpolaties plaats op basis van de UFR zoals voorgeschreven door EIOPA (2014a). Voor de langleven-SCR

aggregeren we alle jaarlijkse verschillen in de sterftetafels van alle leeftijdsgroepen (ingedeeld per 5 jaar) en de negen Europese landen (zie Paragraaf 3.1).

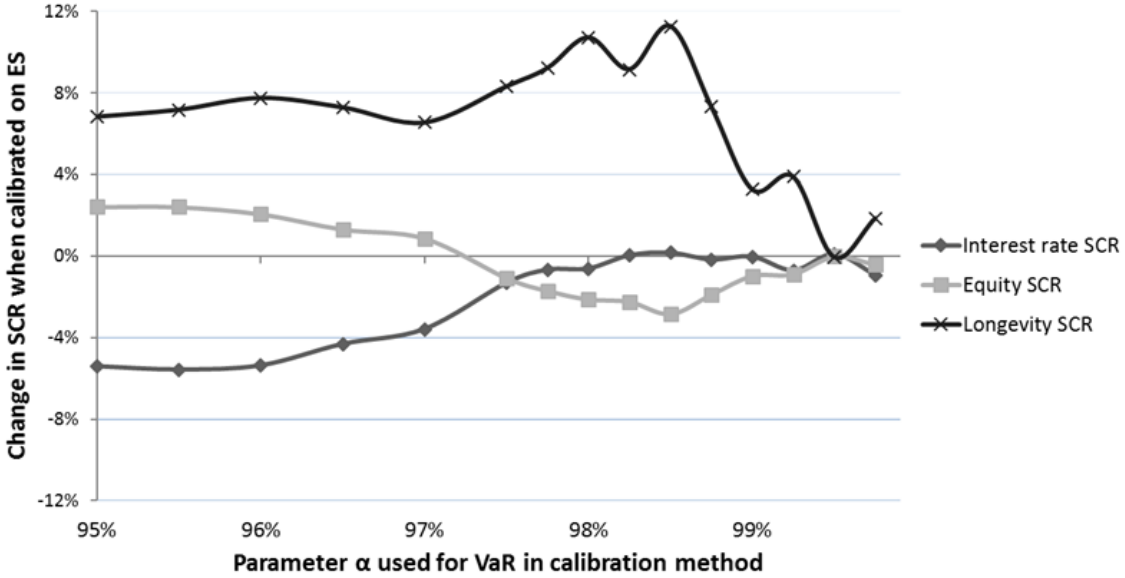
The $SCR(VaR_{99,5\%})$ groeit van ongeveer 23,24% van de technische voorzieningen onder het EIOPA-standaardmodel naar ongeveer 24,40% voor de empirische stress-scenario's. We laten de verschillen in de SCR voor alle risico's zien in tabel 5.

Tabel 5: Verschil in de gereduceerde totale SCR van de representatieve levensverzekeraar als de gereduceerde totale SCR wordt bepaald door empirische stress-scenario's in plaats van de EIOPA-methode (2014a, zie ook hoofdstuk 4).

Verschil in gereduceerde totale SCR	5,01%
Verschil rente SCR	-13,09%
Verschil aandelen SCR	0,00%
Verschil markt SCR	-4,82%
Verschil langleven SCR	96,11%

Uit deze tabel volgt dat langlevenrisico substantieel groter is als het empirisch bepaald wordt. Dit volgt uit het feit dat in het EIOPA-standaardmodel Gaussische verdelingen worden gebruikt, terwijl het risico in de staart groter is dan voor de Gaussische verdeling. Dit effect is dominant voor het effect op de gereduceerde totale SCR. De rente-SCR neemt bijvoorbeeld af als het empirisch bepaald wordt. Figuur 6 geeft de verschillen in de compositie van de gereduceerde totale SCR weer bij de overstap van VaR naar ES. Hierbij zijn de stress-scenario's voor de drie risicomodules empirisch gekalibreerd. Net als voor het geval van de EIOPA-stress-scenario's geldt ook hier dat de verschillen tussen de risicomodules klein zijn als de parameter $\alpha = 99{,}5\%$ gebruikt wordt. Om dit in te schatten zien we ook dat de verschillen bij $\alpha = 98{,}5\%$ veel groter zijn. Dan is bijvoorbeeld de langleven-SCR 11,3% groter en de aandelen-SCR 2,85% lager wanneer ES gebruikt wordt in plaats van VaR. Voor kleinere waarden van het kwantiel α tot 97,5% zien we dat de verschillen weer kleiner worden. De verschillen van de rente-SCR verschillen substantieel wanneer de overstap gemaakt wordt van VaR naar ES als α klein is. Dan zijn de verschillen wel vrij stabiel voor veranderingen in het kwantiel α. Dit is consistent met wat we zien in figuur 5 voor het standaardmodel van EIOPA.

Figuur 6: We vergelijken de compositie van $SCR(VaR_\alpha)$ en $SCR(ES_{\hat{\theta}(\alpha)})$ voor de fictieve verzekeraar, waarbij de stress-scenario's empirisch gekalibreerd zijn. Hierbij is $\hat{\theta}$ gedefinieerd zodanig dat $SCR(VaR_\alpha) = SCR(ES_{\hat{\theta}})$. De horizontale as geeft het kwantiel α van de VaR weer in de kalibratie. De verticale assen geven de relatieve verschuiving in SCR weer per risicomodule als het fonds een overstap maakt van VaR naar ES. Bron: Boonen (2015).

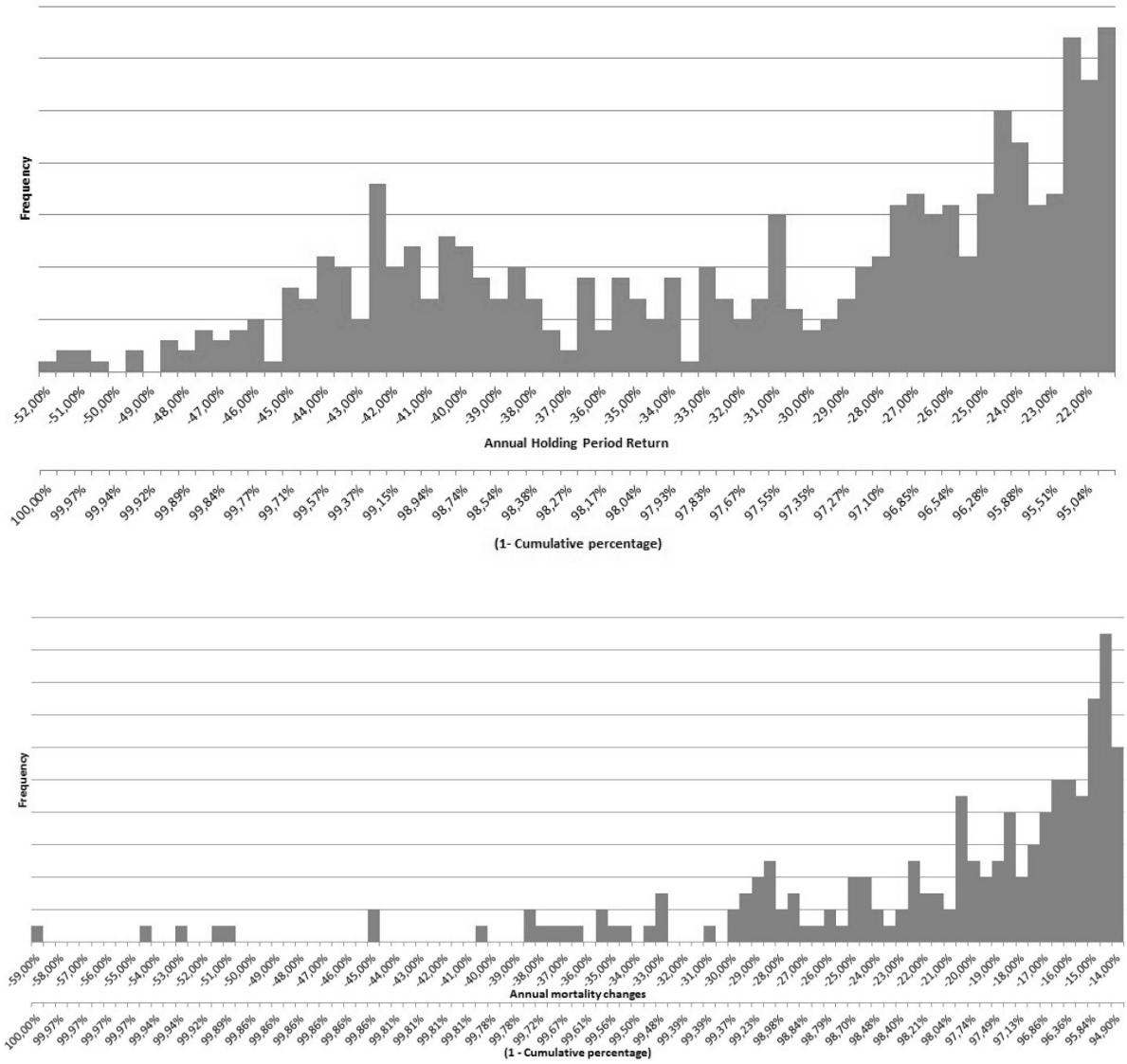


Als we figuur 5 en 6 vergelijken zien we dat de verschillen bij een overstap naar ES veel groter zijn bij empirische scenario's. Bovendien zien we dat voor $\alpha = 99{,}5\%$ de verschillen klein zijn onder beide specificaties. De langleven-SCR neemt voor kleinere waarden van α veel meer toe bij empirische scenario's. Deze toename gaat ten koste van een afname van de rente-SCR.

Voor empirische stress-scenario's zien we dus grote verschillen voor de langleven-SCR en de aandelen-SCR bij α kleiner dan 99%. Om dit verschil te begrijpen, laten we in figuur 7 de empirische verdelingsfuncties in de staart van de verdeling zien. De figuur heeft twee x-assen: de ene is het rendement, de andere is de overlevingsfunctie (1-cumulatieve verdelingsfunctie). We zien dat de staart bij langlevenrisico veel dikker is dan de staart bij aandelenrisico. Een van de belangrijkste karakteristieken van de VaR is dat het de vorm van de staart van de verdeling niet meeneemt. Als staarten dik zijn, dan geeft de ES een relatief grote waarde ten opzichte van de VaR. Hieruit volgt dat de langleven-SCR relatief groot is wanneer de ES gebruikt wordt. Het aandelenrisico heeft een minder dikke staart;

hierdoor neemt de SCR af als we ES gebruiken. Bij $\alpha = 98{,}5\%$ zien we dat dit effect groot is aangezien dit verschil in dikte van de staarten hier het meest omvangrijk is.

Figuur 7: De linker staart (kleinste 5%) van de empirische verdeling van de data die gebruikt is voor de kalibratie van de aandelen-SCR (bovenste figuur) en de langleven-SCR (onderste figuur). De eerste x*-as geeft het rendement weer, de tweede* x*-as de overlevingsfunctie (1-cumulatieve verdelingsfunctie). Op de* y*-as staat de frequentie*. Bron: Alblas (2014).



5.3 Gevoeligheidsanalyse

In Alblas (2014) en Boonen (2015) zijn uitvoerige gevoeligheidsanalyses uitgevoerd. Hierin wordt gekeken naar verschillen in de bezittingenportfolio en naar andere leeftijdscomposities van de verzekerden van de fictieve verzekeraar.

Als de verzekeraar meer investeert in aandelen, neemt de aandelen-SCR toe. Ook is de rentegevoeligheid van de verplichtingen minder goed afgedekt. Hierdoor neemt de gereduceerde totale SCR toe. De verschillen bij een overstap van VaR_α naar $ES_{\hat{\theta}(\alpha)}$ voor $\alpha = 99{,}5\%$ zijn desondanks klein, waarbij we de functie $\hat{\theta}$ aanpassen, zodanig dat de totale gereduceerde SCR niet verandert als we overstappen van VaR naar ES (zie hoofdstuk 4.2).

Voor kleinere waarden van α zien we dat de verschillen groter zijn. De kwalitatieve effecten zijn voor elk investeringsbeleid ongeveer gelijk – al zijn de effecten in omvang een beetje groter wanneer meer geïnvesteerd wordt in aandelen.

Het verschil tussen verzekeraar met jonge en oude verzekerden is ook relatief klein. De verschillen bij een overstap van VaR naar ES voor $\alpha = 99{,}5\%$ zijn weer verwaarloosbaar. Deze overstap zal iets grotere gevolgen hebben voor de langleven-SCR bij een jonge verzekeraar. Dit volgt uit het feit dat deze verzekeraar meer langlevenrisico loopt. Anderzijds heeft de overstap van VaR naar ES iets grotere gevolgen voor de aandelen-SCR bij een oude verzekeraar.

6. Andere toezichtkaders

De Swiss Solvency Test (SST) is een toezichtkader voor verzekeraars in Zwitserland. Dit kader gebruikt een holistische aanpak voor het bepalen van de kapitaaleisen. Dit betekent dat alle risico's in een ALM-studie direct meegenomen dienen te worden om de kapitaaleisen te bepalen. Dit is fundamenteel anders dan Solvency II, die een modulaire aanpak gebruikt en alle risico's apart behandelt. Bovendien zijn de kapitaaleisen in de SST bepaald door een ES met parameter 99%.

De Basel III-regelgeving is een toezichtkader voor banken dat volgens planning ingaat in 2018. Basel III is op een andere manier opgezet dan de SST en Solvency II aangezien het een toezichtkader is voor banken – en niet voor verzekeraars. Het maakt ook gebruik van stress-scenario's om de impact van een aantal risicofactoren te bepalen. De huidige Basel II-regelgeving maakt gebruik van stress-scenario's gekalibreerd op basis van een VaR met $\alpha = 99\%$, maar Basel III zal een ES gebruiken met parameter $\theta = 97{,}5\%$. Deze parameter is zodanig gekozen dat als de rendementen Gaussisch verdeeld zijn, het verschil tussen $VaR_{99\%}$ en $ES_{97{,}5\%}$ erg klein is (zie paragraaf 2.2).

De resultaten van hoofdstuk 4 geven aan dat we lagere kapitaaleisen kunnen verwachten op basis van een $VaR_{99\%}$, aangezien $\theta(99\%) \approx 97{,}81\%$ en $\mathrm{SCR}_{\mathrm{leven}}(\mathrm{VaR}_{99\%}) < \mathrm{SCR}_{\mathrm{leven}}(\mathrm{ES}_{\theta(99\%)})$. Merk hierbij op dat langlevenrisico veel beperkter is voor banken. De Committee on Banking Supervision erkent dat doordat de VaR niet sub-additief is, de VaR niet geschikt is voor riskmanagement (Basel Committee on Banking Supervision, 2011).

Het nieuwe financiële toetsingskader (nFTK) voor pensioenfondsen gebruikt ook stress-scenario's voor het minimaliseren van de kans op een dekkingsgraad onder de 100%. De kans op een negatief eigen vermogen mag niet groter zijn dan 2,5%. De mogelijke aanpassingen die een pensioenfonds kan doorvoeren zijn veel uitgebreider dan voor een verzekeraar. Een pensioenfonds kan bijvoorbeeld pensioensaanspraken conditioneel indexeren – of in extreme gevallen afstempelen. Dit komt onder andere door de verplichte deelname bij een pensioenfonds. Dit is waarschijnlijk de reden dat de kapitaaleis voor pensioenfondsen een VaR gebruikt met kwantiel $\alpha = 97{,}5\%$ in plaats van $\alpha = 99{,}5\%$ voor verzekeraars (Solvency II).

7. Conclusie

Dit artikel bestudeert de gevolgen van een overstap van de Value-at-Risk (VaR) naar de Expected Shortfall (ES) voor een verzekeraar van lijfrentes. In de literatuur bestaat veel onenigheid over welke risicomaat gebruikt moet worden voor kapitaaleisen. Een gevolg hiervan is dat Solvency II de VaR gebruikt, terwijl de SST- en Basel III-regelgeving gebruikmaken van de ES.

De VaR is populair omdat het een vrij duidelijke betekenis heeft. In de academische literatuur lijkt men steeds meer over te stappen op de ES als risicomaat. Voor Gaussische verdelingen geldt dat dit geen verschil maakt, mits de parameter juist gekozen wordt. Voor verdelingen met meer scheefheid en kurtosis geldt typisch een grotere waarde van ES dan VaR voor deze parameter.
Voor een fictieve verzekeraar bestuderen we de drie risicomodules: aandelen, rente en langleven. Gebaseerd op Alblas (2014) en Boonen (2015) kalibreren we de bijbehorende stress-scenario's op basis van een consultatiedocument van EIOPA (2014a). Solvency II gebruikt een VaR met kwantiel 99,5%. Bij overstap naar een ES zou voor een gelijkblijvende Solvency Capital Requirement (SCR) een parameter gekozen moeten worden van ongeveer 98,8%.

Als deze parameter gebruikt wordt voor ES, dan vinden we dat een overstap van VaR naar ES relatief kleine gevolgen heeft voor de SCR's per risicomodule. Hierbij kijken we naar aandelen-, rente-, en langlevenrisico. Deze conclusie onderbouwen we door ook te kijken naar andere waarden van het kwantiel van de oorspronkelijke VaR. Als dit kwantiel kleiner was, dan zijn de verschuivingen tussen de SCR per risicomodule wel veel groter is. Deze observatie is robuust voor een aantal aannames die we maken over de karakteristieken van de representatieve levensverzekeraar. Ook voor empirisch gekalibreerde stress-scenario's is de impact van een dergelijke overgang van VaR naar ES klein als we kijken naar de VaR met kwantiel 99,5%.

Appendix A: Schokken voor de rente-SCR

De volgende tabel laat de schokken zien die nodig zijn om de rente-SCR te bepalen. We laten dit enkel zien voor looptijden van 1 tot 20 jaar.

Tabel 6: Schokken s_m^{up} en s_m^{down} voor de rente-SCR voor looptijden van $m = 1,2,\ldots,20$ jaar.

	$VaR_{99,5\%}$	$VaR_{99,5\%}$	$ES_{\theta(99,5\%)}$	$ES_{\theta(99,5\%)}$	$VaR_{98,5\%}$	$VaR_{98,5\%}$	$ES_{\theta(98,5\%)}$	$ES_{\theta(98,5\%)}$
Loop-tijd	Up	Down	Up	Down	Up	Down	Up	Down
1	49,1%	-83,0%	49,5%	-82,6%	42,0%	-74,7%	43,9%	-77,7%
2	51,0%	-84,5%	51,1%	-84,9%	43,3%	-76,4%	45,2%	-78,7%
3	47,3%	-75,6%	47,4%	-75,5%	40,4%	-65,6%	42,0%	-67,9%
4	44,2%	-66,3%	44,3%	-66,6%	37,6%	-59,1%	39,2%	-60,7%
5	41,3%	-59,8%	41,2%	-60,1%	35,0%	-54,0%	36,5%	-55,2%
6	39,6%	-55,1%	39,6%	-55,3%	33,6%	-49,8%	35,0%	-51,1%
7	37,6%	-51,1%	37,6%	-51,2%	32,5%	-46,7%	33,5%	-47,6%
8	35,3%	-48,5%	35,2%	-48,5%	30,4%	-43,6%	31,5%	-44,8%
9	33,8%	-47,2%	33,6%	-46,9%	28,9%	-42,3%	30,0%	-43,2%
10	32,4%	-44,9%	32,6%	-45,2%	27,9%	-40,8%	29,1%	-41,6%
11	32,8%	-44,0%	32,7%	-44,5%	27,9%	-40,0%	29,1%	-40,9%
12	32,7%	-43,6%	32,7%	-43,8%	28,0%	-39,6%	29,1%	-40,3%
13	32,6%	-42,6%	32,7%	-42,7%	27,8%	-38,5%	28,9%	-39,2%
14	32,2%	-41,3%	32,4%	-41,6%	27,5%	-37,3%	28,6%	-38,2%
15	31,8%	-40,3%	32,2%	-40,5%	27,1%	-36,3%	28,3%	-37,2%
16	29,5%	-39,2%	29,7%	-39,4%	24,9%	-35,7%	25,9%	-36,4%
17	29,6%	-38,9%	29,9%	-38,8%	24,9%	-35,1%	26,0%	-35,8%
18	29,8%	-38,5%	30,0%	-38,3%	24,9%	-34,5%	26,1%	-35,3%
19	30,0%	-37,8%	30,2%	-37,8%	24,9%	-34,0%	26,1%	-34,7%
20	30,5%	-37,4%	30,4%	-37,3%	25,5%	-33,4%	26,2%	-34,2%

Bibliografie

Acerbi, C. (2002). Spectral measures of risk: A coherent representation of subjective risk aversion. *Journal of Banking and Finance 26*, 1505–1518.

Acerbi, C. en B. Szekeley (2014). Backtesting Expected Shortfall. *Risk Magazine 2014*, 1–6.

Alblas, W. (2014). Solvency II SCR based on Expected Shortfall. MSc thesis, Amsterdam School of Economics, University of Amsterdam.

Artzner, P., F. Delbaen, J. Eber, en D. Heath (1999). Coherent measures of risk. *Mathematical Finance 9*, 203–228.

Basel Committee on Banking Supervision (2011). Messages from the academic literature on risk measurement for the trading book. Basel, Switzerland. htttp://www.bis.org/publ/bcbs_wp19.pdf.

Bauer, D., D. Bergmann, en A. Rüss (2010). Solvency II and nested simulations – a least-squares Monte Carlo approach. In Proceedings of the 2010 ICA congress.

Bauer, D. en G. Zanjani (2016). The marginal cost of risk, risk measures, and capital allocation. *Management Science 62*, 1431–1457.

Beder, T. (1995). VaR: Seductive but dangerous. *Financial Analysts Journal 51*, 12-24.

Bertsimas, D., G.J. Lauprete, en A. Samarov (2004). Shortfall as a risk measure: properties, optimization and applications. *Journal of Economic Dynamics and Control* 28, 1353-1381.

Boonen, T.J. (2015). Solvency II Solvency Capital Requirement for Life Insurance Companies Based on Expected Shortfall. Beschikbaar op: *http://papers.ssrn.com/sol3/papers.cfm?abstract_id=2714403*.

Committee of European Insurance and Occupational Pensions Supervisors (2010). Solvency II calibration paper.

Cont, R. (2001). Empirical properties of asset returns: stylized facts and statistical issues. *Quantitative Finance 1*, 223-236.

Eling, M. en D. Pankoke (2014). Basic risk, procyclicality, and systemic risk in the Solvency II equity risk module. *Journal of Insurance Regulation 33*, 1-39.

Eling, M., H. Schmeiser, en J.T. Schmit (2007). The Solvency II process: Overview and critical analysis. *Risk Management and Insurance Review 10*, 69-85.

Emmer D., M. Kratz, en D. Tasche (2015). What Is the Best Risk Measure in Practice? A Comparison of Standard Measures. Journal of Risk 18, 31-60.

European Insurance and Occupational Pensions Authority (2010). QIS 5 technical specifications.

European Insurance and Occupational Pensions Authority (2011). Report on the fifth quantitative impact study (QIS5) for Solvency II.

European Insurance and Occupational Pensions Authority (2014a). Technical specification for the preparatory phase (part I).

European Insurance and Occupational Pensions Authority (2014b). The underlying assumptions in the standard formula for the solvency capital requirement calculation.

Fiori, R. en S. Iannotti (2006). Scenario based principal component Value-at-Risk: an application to Italian banks' interest rate risk exposure. Economic working papers, Bank of Italy, Economic Research and International Relations Area.

Hári, N., A. De Waegenaere, B. Melenberg, en T.E. Nijman (2008). Longevity risk in portfolios of pension annuities. *Insurance: Mathematics and Economics 42*, 505–519.

Kellner, R. en D. Rösch (2016). Quantifying market risk with Value-at-Risk or Expected Shortfall? – Consequences for capital requirements and model risk. *Journal of Economic Dynamics and Control 68*, 45-63.

Kerkhof, J. en B. Melenberg (2004). Backtesting for risk-based regulatory capital. *Journal of Banking and Finance 28*, 1845–1865.

Koch-Medina, P. en C. Munari (2016). Unexpected shortfalls of Expected Shortfall: Extreme default profiles and regulatory arbitrage. *Journal of Banking and Finance 62*, 141–151.

Kou, S. G., X. H. Peng, en C. C. Heyde (2013). External risk measures and Basel accords. *Mathematics of Operations Research 38*, 393–417.

Martin, R.D. en S. Zhang (2016). Nonparametric Versus Parametric Expected Shortfall. Beschikbaar op: *http://papers.ssrn.com/sol3/Papers.cfm?abstract_id=2747179*.

McNeil, A.J., R. Frey, en P. Embrechts (2015). *Quantitative risk management: Concepts, techniques and tools*. Princeton University Press, Princeton and Oxford.

Pfeifer, D. en D. Strassburger (2008). Solvency II: stability problems with the SCR aggregation formula. *Scandinavian Actuarial Journal 2008*, 61–77.

Pritsker, M. (2006). The hidden dangers of historical simulation. *Journal of Banking and Finance 30*, 561–582.

Sandström, A. (2007). Solvency II: Calibration for skewness. *Scandinavian Actuarial Journal 2007*, 126–134.

Schubert, T. en G. Griessmann (2007). German proposal for a standard approach for Solvency II. *Geneva Papers on Risk and Insurance - Issues and Practice 32*, 133–150.

Wagner, J. (2014). A note on the appropriate choice of risk measures in the solvency assessment of insurance companies. *Journal of Risk Finance 15*, 110-130.

Yamai, J. en T. Yoshiba (2005). Value-at-risk versus expected shortfall: A practical perspective. *Journal of Banking and Finance 29*, 997-1015.

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 pensioen-documenten: 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

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 2017