



Koninklijk Actuarieel Genootschap

# PROGNOSIS -TAFEL A G 2018



# PROGNOSETAFEL AG 2018



**colofon**

**Uitgave** Koninklijk Actuarieel Genootschap, Groenewoudsedijk 80, 3528 BK Utrecht

telefoon: 030 686 61 50, website: [www.ag-ai.nl](http://www.ag-ai.nl)

**Vormgeving** Stahl Ontwerp, Nijmegen

**Druk** Selection Print & Mail, Woerden

# 1 VOORWOORD

De levensverwachting in Nederland is de laatste 50 jaar gestaag toegenomen. Deze tendens heeft grote impact op de samenleving. Voor pensioenfondsen en levensverzekeraars is het van belang continu inzicht te hebben in deze ontwikkeling om gedane beloften na te kunnen komen.

Het Koninklijk Actuarieel Genootschap (AG) ziet het als zijn rol de financiële sector inzicht te verschaffen in deze ontwikkelingen met behulp van prognosetafels. De nieuwe Prognosetafel AG2018 is gebaseerd op hetzelfde model dat de basis vormde voor de Prognosetafel AG2016. Het is een volledig transparant model met een beperkt aantal parameters zodat het goed uitlegbaar en exact na te bouwen is. Dit sluit aan bij de doelstelling van het AG om kennis beschikbaar te stellen én toepasbaar te maken voor de financiële sector.

In deze publicatie gaat de AG-Commissie Sterfte Onderzoek (CSO) nader in op de totstandkoming en uitkomsten van de Prognosetafel AG2018. Als voorzitter van het AG ben ik veel dank verschuldigd aan de leden van de CSO en aan de leden van de Werkgroep Prognosetafels voor het vele goede werk dat is verricht.

Namens het bestuur van het AG,

**drs. Ron van Oijen AAG**  
voorzitter



## 2 VERANTWOORDING

### **Commissie Sterfte Onderzoek**

Het volgen van de ontwikkeling van sterfte in Nederland en het prognosticeren hiervan, is sinds jaar en dag een belangrijke taak van het AG. Dit komt tot uiting in de lange reeks van periode- en prognosetafels die het AG heeft gepubliceerd. In 2011 heeft het bestuur van het Koninklijk Actuarieel Genootschap (AG) de Commissie Sterfte Onderzoek (CSO) ingesteld met de opdracht tweejaarlijks een nieuwe prognosetafel uit te brengen voor de inschatting van de toekomstige levensverwachting van de Nederlandse bevolking. In 2014 is een model geïmplementeerd dat, naast de sterfteprognose, ook de onzekerheid daarin weergeeft (een zogenaamd stochastisch model). Dit leidde tot de publicatie Prognosetafel AG2014<sup>1</sup>. De Prognosetafel AG2016 is gebaseerd op hetzelfde model als de Prognosetafel AG2014 met een aantal wijzigingen in de gebruikte data en de schattingsmethode. In het bijzonder werd rekening gehouden met de correlatie tussen de sterfteontwikkelingen van mannen en vrouwen. Na het verschijnen van de Prognosetafel AG2016 is een aantal zaken nader onderzocht, maar dit heeft niet geleid tot aanpassingen in het model.

De CSO bestaat uit leden met een wetenschappelijke achtergrond, leden uit de pensioen- en verzekeringssector met een technische achtergrond en leden uit deze sectoren met een beleidsmatige achtergrond. De CSO bestaat medio 2018 uit de volgende leden:

B.L. de Boer AAG, voorzitter  
drs. C.A.M. van Iersel AAG CERA, secretaris  
prof. dr. B. Melenberg  
drs. J. de Mik CFA AAG  
dr. H.J. Plat AAG RBA  
drs. E.J. Slagter FRM  
prof. dr. ir. M.H. Vellekoop  
ir. R.E.J.M. Waucomont AAG  
ir. drs. M.R. van der Winden AAG MBA

### **Werkgroep Prognosetafels**

De CSO heeft eind 2012 de AG-werkgroep Prognosetafels ingesteld met de opdracht de CSO te ondersteunen bij het ontwikkelen van de prognosetafels. De werkgroep bestaat medio 2018 uit de volgende leden:

W.G. Ouburg MSc AAG FRM (voorzitter)  
F. van Berkum PhD  
drs. K.K. Keijzer AAG  
M.J.A. Klein MSc AAG  
ir. drs. J.H. Tornij  
W. van Wel MSc  
M. van der Werf MSc AAG  
M.A. van Wijk MSc AAG  
K. Wittekoek MSc

De werkgroep heeft in het kader van haar opdracht diverse analyses uitgevoerd om tot de Prognosetafel AG2018 te komen. Deze analyses hebben het inzicht vergroot, maar niet tot aanpassingen in het model geleid. De CSO heeft de Prognosetafel AG2018, zoals vastgesteld door de werkgroep, gevalideerd.

1 – Prognosetafel  
AG2014 van  
9 september 2014.



# 3 INHOUDSOPGAVE

<b>1</b>	<b>Voorwoord</b>	– 3
<b>2</b>	<b>Verantwoording</b>	– 5
<b>3</b>	<b>Inhoudsopgave</b>	– 7
<b>4</b>	<b>Samenvatting</b>	– 8
<b>5</b>	<b>Inleiding Prognosetafel AG2018</b>	– 10
5.1	Waarom maakt het AG een projectiemodel van sterftekansen?	– 10
5.2	Hoe werkt het model?	– 10
5.3	Wat is er gebeurd sinds het verschijnen van Prognosetafel AG2016?	– 11
5.4	Definities van de levensverwachting	– 11
5.5	Publicatie prognosetafels op de website van het AG	– 11
<b>6</b>	<b>Sterftedata en modelaanname</b>	– 12
6.1	Nederlandse en Europese sterftedata	– 12
6.2	Modelaanname	– 15
6.3	Onderzoek	– 17
6.4	Samenvatting wijzigingen en onderzoek Prognosetafel AG2018	– 18
<b>7</b>	<b>Onzekerheid</b>	– 19
7.1	Onzekerheid in parameters	– 19
7.2	Effect van modelkeuze	– 20
7.3	Alternatieve parametrisering van het model	– 21
7.4	Tijdsconsistentie	– 21
<b>8</b>	<b>UITKOMSTEN</b>	– 22
8.1	Waarnemingen ten opzichte van Prognosetafel AG2016	– 22
8.2	Van AG2016 naar AG2018	– 23
8.3	Toekomstige cohortlevensverwachting	– 24
8.4	Prognose in perspectief	– 24
8.5	Koppeling levensverwachting op 65 jaar en pensioenleeftijd in 1 <sup>e</sup> en 2 <sup>e</sup> pijler	– 25
8.6	Effecten op voorzieningen	– 27
<b>9</b>	<b>Toepassingen van het model</b>	– 29
9.1	Simulaties voor de levensverwachting	– 30
9.2	Simulaties voor de verplichtingen	– 31
9.3	Simulaties voor de levensverwachting over 1-jaars horizon	– 33
9.4	Simulaties voor de best estimate over 1-jaars horizon	– 35
<b>10</b>	<b>Appendices</b>	– 37
	Appendix A – Technische beschrijving van het model	– 38
	Appendix B – Modelportefeuille	– 47
	Appendix C – Literatuur en gehanteerde data	– 49
	Appendix D – Verklarende woordenlijst	– 51



## 4 SAMENVATTING

Met de publicatie van de Prognosetafel AG2018 presenteert het AG zijn meest recente inschatting van de toekomstige sterfte voor de Nederlandse bevolking. Deze inschatting is gebaseerd op zowel Nederlandse sterftedata als sterftedata van Europese landen met een vergelijkbare welvaart als in Nederland. De Prognosetafel AG2018 vervangt de Prognosetafel AG2016.

De belangrijkste kenmerken van de Prognosetafel AG2018 zijn:

- De Prognosetafel AG2018 is gebaseerd op een stochastisch model, waardoor het voor pensioenfondsen en levensverzekeraars mogelijk is ook de onzekerheid rondom de prognose in te schatten. Dit is belangrijk bij de prijsstelling van financiële derivaten en de bepaling van aan te houden buffers in relatie tot sterfteonzekerheid.
- De Prognosetafel AG2018 is, naast de historische sterfte in Nederland, ook gebaseerd op de sterfte in een aantal Europese landen met een vergelijkbare welvaart. Deze combinatie van data zorgt voor een stabiel model dat minder gevoelig is voor incidentele Nederlandse afwijkingen in een bepaald jaar.
- Met de Prognosetafel AG2018 kan een inschatting van de sterfte worden gegeven die ver in de toekomst ligt. Het is mogelijk in de berekening van levensverwachtingen en voorzieningen rekening te houden met de verwachte toekomstige ontwikkeling van de sterfte.

Omdat de specificatie van het model niet is gewijzigd, is de verandering in Prognosetafel AG2018 ten opzichte van Prognosetafel AG2016 geheel het gevolg van het toevoegen van nieuwe sterftedata voor Nederland en Europa. De afgelopen twee jaren lieten met name de hogere leeftijden meer sterfte zien dan verwacht op basis van Prognosetafel AG2016. Dit verklaart de afname van de verwachte stijging van de levensverwachting op basis van Prognosetafel AG2018 in vergelijking met Prognosetafel AG2016.

Levensverwachting bij geboorte in 2019		
	man	vrouw
Periodelevensverwachting	80,6	83,9
Cohortlevensverwachting op basis van AG2016	90,4	93,3
Cohortlevensverwachting op basis van AG2018	90,0	92,5
Afname	0,4	0,8

**Tabel 4.1** Levensverwachting bij geboorte

Conclusie is dat Nederlanders nog steeds ouder worden, maar dat de verwachte toename is afgenomen in vergelijking met Prognosetafel AG2016. Op basis van de laatste inzichten bedraagt de levensverwachting van een meisje, dat in 2019 wordt geboren, 92,5 jaar en

van een in 2019 geboren jongen, 90,0 jaar. Dit zijn zogenaamde cohortlevensverwachtingen; deze houden rekening met verwachte toekomstige sterfteontwikkelingen. Naar verwachting stijgt de levensverwachting van jongens en meisjes die over 50 jaar worden geboren verder met circa 4 jaar. De afname van de levensverwachting, zoals vermeld in tabel 4.1, ligt binnen aanvaardbare statistische grenzen van de Prognosetafel AG2016 en is niet extreem.

Dat Nederlanders steeds ouder worden is ook te zien aan de cijfers in tabel 4.2.

Levensverwachting in 2019 op basis van Prognosetafel AG2018		
	mannen	vrouwen
0-jarige	90,0	92,5
65-jarige	85,3	88,1
verschil	4,7	4,4

**Tabel 4.2** Cohortlevensverwachting voor leeftijden 0 en 65 op basis van AG2018

De verwachting is dat een nu 0-jarige jongen 4,7 jaar ouder wordt dan een nu 65-jarige man. Voor vrouwen bedraagt het verschil 4,4 jaar.

Pensioenfondsen en verzekeringsmaatschappijen kunnen de Prognosetafel AG2018 gebruiken voor het vaststellen en toetsen van hun technische voorzieningen en premies. De effecten zullen niet voor alle portefeuilles hetzelfde zijn. Met name de samenstelling naar leeftijd en geslacht bepaalt de effecten voor een specifieke portefeuille. In zijn algemeenheid kan worden gesteld dat bij een rekenrente van 3% bij portefeuilles met relatief veel mannen, de technische voorzieningen eind 2018 ongeveer 0,9% zullen afnemen en dat bij portefeuilles met relatief veel vrouwen de technische voorzieningen ongeveer 1,2% zullen afnemen. Op geaggregeerd niveau is de Prognosetafel AG2018 in termen van voorzieningen lichter dan de Prognosetafel AG2016.

Indien de Prognosetafel AG2018 gebruikt zou worden voor de eerstvolgende vaststelling (eind 2018) van de AOW-leeftijd voor het jaar 2024, dan is op basis van de huidige wetgeving de verwachting dat de AOW-leeftijd in 2024 ongewijzigd blijft op 67 jaar en 3 maanden, maar in de jaren erna door zal stijgen tot 68 jaar in 2029.

# INLEIDING

## PROGNOSETAFEL AG2018

Met de publicatie van de Prognosetafel AG2018 presenteert het AG een inschatting van de verwachte ontwikkeling van de overlevingskansen en de levensverwachting in Nederland. Deze inschatting is gebaseerd op de meest recente sterftegegevens in Nederland en in Europese landen met een vergelijkbaar welvaartsniveau. Het resultaat is een prognose van sterftekansen per leeftijd per toekomstig jaar voor mannen en vrouwen.

Deze inleiding beschrijft waarom en voor wie de prognose wordt gemaakt, hoe het model werkt en welke werkzaamheden zijn uitgevoerd sinds het verschijnen van de Prognosetafel AG2016.

### 5.1 Waarom maakt het AG een projectiemodel van sterftekansen?

Het AG publiceert tweejaarlijks een prognosemodel waarmee de ontwikkeling van de sterftekansen van de Nederlandse bevolking kan worden geprognosticeerd. Dit model is relevant voor pensioenfondsen en levensverzekeringsmaatschappijen. Het prognosemodel is nodig voor de bepaling van de voorzieningen die pensioenfondsen en verzekeraars aanhouden. Zo worden bijvoorbeeld pensioenen uitgekeerd zolang de deelnemer of verzekerde leeft en dan is het van belang te weten hoe lang deze persoon naar verwachting nog zal leven.

Het AG bundelt expertise uit de wetenschap en de pensioen- en verzekeringswereld om deze sterfteprognose te kunnen maken. Het AG-model is volledig transparant: op basis van de modeldocumentatie en de gebruikte data kan het model worden nagebouwd en kunnen uitkomsten worden gereproduceerd. Het AG heeft dit model ontwikkeld voor de gehele sector en daarom draagt het model bij aan uniformiteit in de markt.

### 5.2 Hoe werkt het model?

Sinds de publicatie van Prognosetafel AG2014 zijn de prognoses gebaseerd op een stochastisch model. Hierdoor kan een beeld worden gegeven van de onzekerheid in de ontwikkeling van de levensverwachting.

Het model maakt eerst een projectie van de Europese sterfte in landen met een welvaart die vergelijkbaar is met de Nederlandse welvaart. Dit gebeurt door Europese trends uit het verleden door te trekken naar de toekomst. Vervolgens wordt een projectie gemaakt van het verschil tussen deze Europese sterfte en de sterfte in Nederland. Door de Europese trend mee te nemen zijn er veel data beschikbaar. Dit zorgt voor een stabiele prognose van de toekomstige levensverwachting.

Bij de gekozen aanpak is de huidige inschatting dat in de toekomst de levensverwachting blijft toenemen. De beweging van de levensverwachting is de optelsom van zaken die de levensverwachting (positief of negatief) beïnvloeden. We houden er rekening mee dat er steeds nieuwe ontwikkelingen kunnen zijn die een verdere stijging van de levensverwachting mogelijk maken. Dit kunnen bijvoorbeeld medische en technologische ontwikkelingen zijn, of ontwikkelingen die te maken hebben met levensstijl en de leefomgeving. De sterfteontwikkelingen die we in het verleden hebben gezien hadden ook meerdere oorzaken, zoals bijvoorbeeld wijzigingen in rookgedrag, de verbetering in de behandeling en preventie van hart- en vaatziekten en een toenemende aandacht voor een gezonde levenswijze.

### 5.3 Wat is er gebeurd sinds het verschijnen van Prognosetafel AG2016?

Het model is niet veranderd: er zijn geen wijzigingen doorgevoerd in de modelspecificatie. De wijzigingen in de prognose AG2018 ten opzichte van AG2016 zijn uitsluitend het gevolg van het toevoegen van sterftedata over de afgelopen twee jaar aan de dataset die de basis vormde voor de Prognosetafel AG2016 en het opschuiven van het startjaar van 2016 naar 2018. Er is wel onderzoek gedaan naar een aantal aannames. Dit onderzoek wordt nader toegelicht in hoofdstuk 6.

### 5.4 Definities van de levensverwachting

Een klassieke definitie van levensverwachting is de zogenaamde periodelevensverwachting. Deze periodelevensverwachting is gebaseerd op de sterftetekansen in een bepaalde periode, bijvoorbeeld één kalenderjaar, en gaat ervan uit dat sterftetekansen in de toekomst gelijk blijven. Bij de periodelevensverwachting worden voor de sterftetekansen die je over 1 en 2 jaar nodig hebt, de sterftetekansen van dit moment gebruikt. De periodelevensverwachting houdt dus geen rekening met toekomstige verwachte ontwikkelingen in de sterftetekansen. Deze definitie wordt vaak gebruikt om ontwikkelingen in de tijd te kunnen vergelijken, maar kan absoluut niet worden gebruikt om in te schatten hoe lang mensen naar verwachting nog leven.

De tweede definitie, de cohortlevensverwachting, houdt daarentegen wel rekening met verwachte toekomstige sterfteontwikkelingen. Wanneer de cohortlevensverwachting bij geboorte wordt berekend, zijn ook de sterftetekansen nodig van een nu 0-jarige, een over 1 jaar 1-jarige, een over 2 jaar 2-jarige en zo verder. Bij de cohortlevensverwachting gebruik je voor de sterftetekansen die je over 1 en 2 jaar nodig hebt, de sterftetekansen die over 1 respectievelijk 2 jaar geprognosticeerd worden. De cohortlevensverwachting is dus gebaseerd op de verwachte ontwikkelingen van de sterftetekansen in de komende kalenderjaren. Voor het vaststellen van de cohortlevensverwachting heb je een projectie van sterftetekansen nodig.

De cohortlevensverwachting is bij een verwachte daling van de sterftetekansen dus hoger dan de periodelevensverwachting. Waar in deze publicatie de term levensverwachting staat vermeld, wordt de cohortlevensverwachting bedoeld. Waar nodig wordt expliciet benoemd welke definitie van levensverwachting wordt bedoeld.

Op dit moment bedraagt de periodelevensverwachting bij geboorte 80,6 jaar voor mannen en 83,9 jaar voor vrouwen. De cohortlevensverwachting bedraagt 90 jaar voor mannen en 92,5 jaar voor vrouwen, wanneer uit wordt gegaan van de projectie van de sterftetekansen op basis van de Prognosetafel AG2018. De cohortlevensverwachting is hoger omdat we verwachten dat de sterftetekansen af zullen nemen in de toekomst.

De hoogte van de AOW-leeftijd wordt bepaald op basis van een projectie van het CBS. Met de meest recente inzichten vanuit het AG, dat gebruikt maakt van een eigen model en de meest recente beschikbare data, is de verwachting dat in 2029 de AOW-leeftijd 68 jaar zal bedragen. Dat is één jaar eerder dan op basis van de meest recente CBS-prognose kan worden afgeleid (2030).

### 5.5 Publicatie prognosetafels op de website van het AG

Het AG heeft de prognosetafel AG2018, met daarin de technische beschrijving van het prognosemodel, gepubliceerd op haar website, zie [www.ag-ai.nl/ActuarieelGenootschap/Publicaties](http://www.ag-ai.nl/ActuarieelGenootschap/Publicaties). Ook staan daar Excelsheets met de datasets die gebruikt kunnen worden om de schattingen van de parameters in het model te reproduceren.

# 6 STERFTEDATA EN MODELAANNAMES

## 6.1 Nederlandse en Europese sterftedata

Het huidige Prognosemodel AG2018 is gelijk aan het Prognosemodel AG2016. Dit betekent dat, naast de sterfte in Nederland, gebruik wordt gemaakt van gegevens over de sterfteontwikkeling in een aantal andere Europese landen. Vanaf 1970 is duidelijk waar te nemen dat de verschillen in sterftetekansen tussen deze Europese landen afnemen. Daarnaast laat de periodelevensverwachting in deze landen decennialang een vergelijkbare stijgende trend zien. Zie hiervoor de grafieken 6.1 en 6.2.

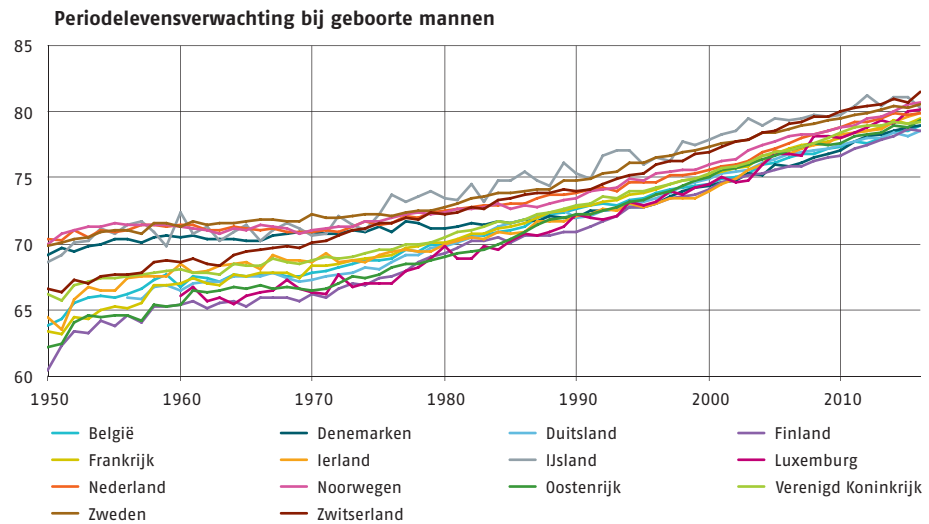
Vanwege deze duidelijke overeenkomsten is ervoor gekozen de Nederlandse projectie mede te baseren op de ontwikkelingen in deze Europese landen. Zo wordt voorkomen dat de prognose uitsluitend afhankelijk is van Nederlandse data waarin in het verleden mogelijk specifieke fluctuaties zijn opgetreden die niet noodzakelijkerwijs iets zeggen over toekomstige ontwikkelingen. De inschatting is dat de langetermijntoename van de levensverwachting in Nederland nauwkeuriger te voorspellen is door een bredere Europese populatie mee te nemen. Hierdoor neemt namelijk het aantal waarnemingen sterk toe: van ruim 100.000 overlijdensgevallen per jaar in Nederland tot ruim 2.000.000 overlijdensgevallen per jaar voor de gehanteerde Europese landen. Hierdoor ontstaat een robuuster model. De verwachting is dat de opeenvolgende prognoses stabiel zijn dan wanneer alleen uit zou worden gegaan van Nederlandse data.

### Europese sterftedata

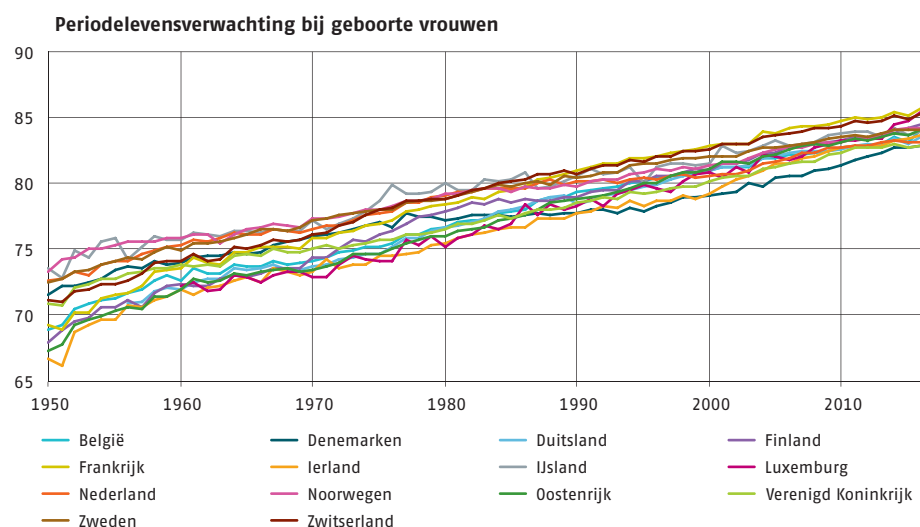
Het prognosemodel maakt gebruik van Europese sterftedata van landen waarvan het Bruto Binnenlands Product (BBP) boven het Europese gemiddelde ligt. Het BBP wordt gezien als een maat voor de welvaart in een land. Er is een positieve relatie tussen welvaart en ouder worden: hoe hoger het welvaartsniveau, hoe ouder men wordt. Nederland behoort tot de landen waar het welvaartsniveau hoog is en waar het BBP boven het Europese gemiddelde ligt. Op grond van dit criterium zijn de sterftedata van de volgende Europese landen meegenomen: België, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Ierland, IJsland, Luxemburg, Noorwegen, Oostenrijk, Verenigd Koninkrijk, Zweden en Zwitserland. Waar in deze publicatie Europa of West-Europa wordt genoemd, worden de hiervoor genoemde landen bedoeld.

### Gegevensbereik

Vanaf 1970 is een stabiele ontwikkeling te zien in de sterftetekansen van zowel mannen als vrouwen (zie ook grafieken 6.1 en 6.2). Voor de modellering worden de gegevens over de waarnemingsperiode 1970 tot en met 2016 gebruikt. Voor Nederland zijn de meest recente sterftetekansen uit 2017 beschikbaar en daarom toegevoegd. Met het gekozen tijdvak worden historische gegevens over een periode van 47 jaar (vanaf 1970) gebruikt.

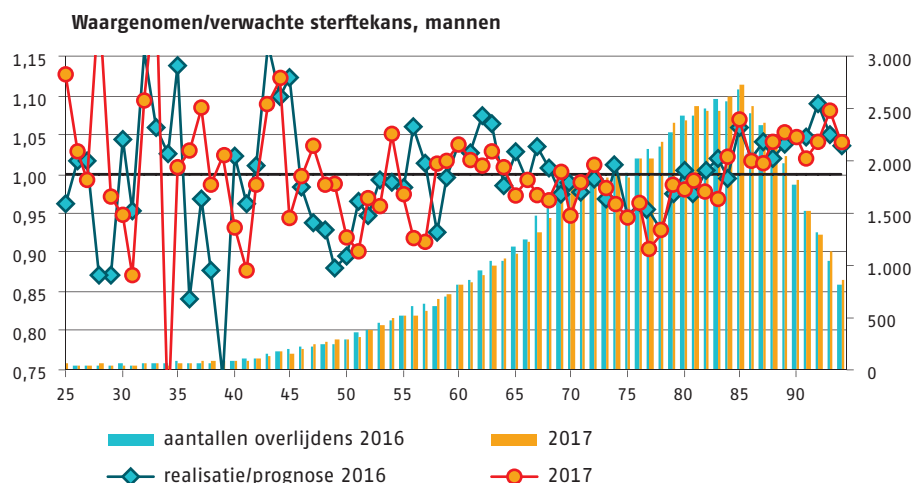


**Grafiek 6.1** Convergentie van periodelevensverwachting van een aantal Europese landen, 0-jarige mannen

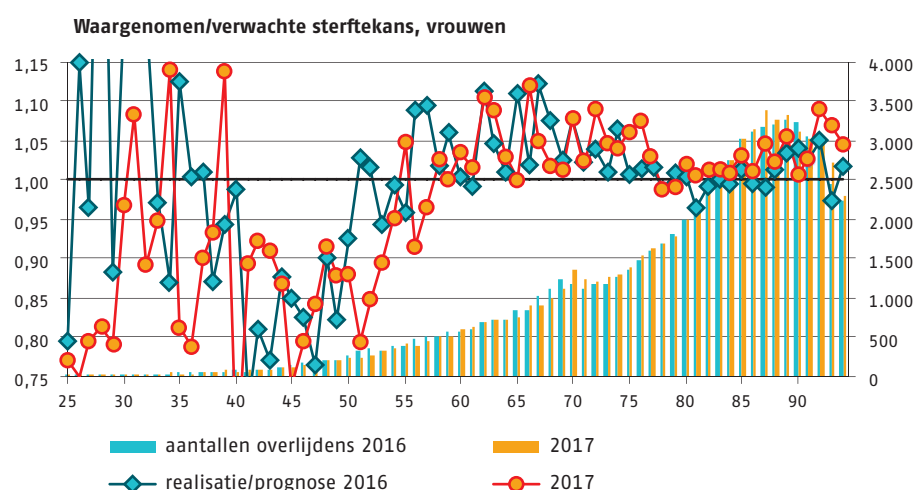


**Grafiek 6.2** Convergentie van periodelevensverwachting van een aantal Europese landen, 0-jarige vrouwen

Ten opzichte van de Prognosetafel AG2016 is twee jaar aan extra data aan de dataset toegevoegd. Voor Nederland zijn dat de sterftetekansen over de jaren 2016 en 2017. Deze waargenomen sterftetekansen in Nederland worden in grafieken 6.3 en 6.4 vergeleken met de destijds verwachte sterftetekansen op basis van de Prognosetafel AG2016. De horizontale lijn op niveau 1 geeft de verwachting van het AG weer op basis van de Prognosetafel AG2016. Wanneer sprake is van meer overlijdensgevallen dan verwacht, dan liggen de gerealiseerde waarden boven deze lijn. Is sprake van minder sterfte dan liggen de sterftetekansen onder deze lijn. De staafdiagrammen geven de daadwerkelijke aantallen sterftegevallen per leeftijd weer voor de jaren 2016 en 2017. Omdat de aantallen overlijdensgevallen lager zijn voor de lagere leeftijden, zien we daar meer volatiliteit in de uitkomsten.



**Grafiek 6.3** Waargenomen sterfte gedeeld door verwachte sterfte op basis van AG2016, mannen



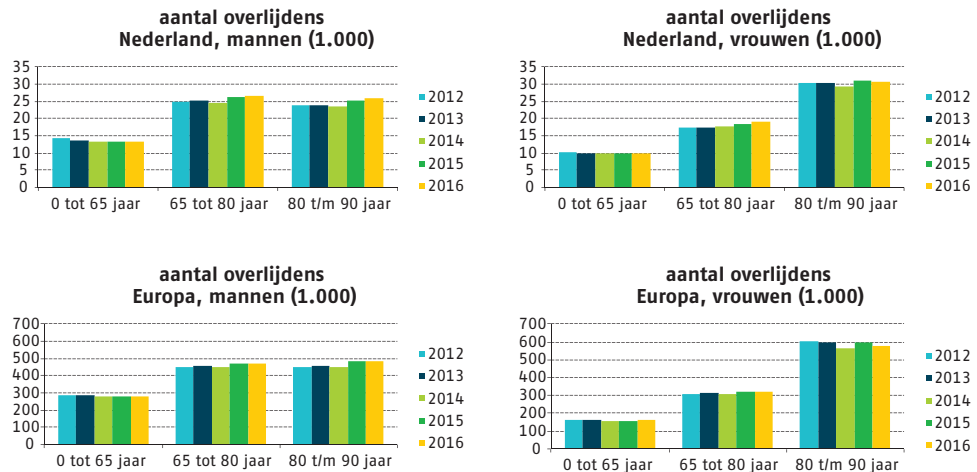
**Grafiek 6.4** Waargenomen sterfte gedeeld door verwachte sterfte op basis van AG2016, vrouwen

Grafiek 6.3 laat zien dat bij mannen de waargenomen sterftekans tussen 65 en 85 jaar lager zijn dan verwacht op basis van de Prognosetafel AG2016. Vanaf 85 jaar zijn deze hoger dan verwacht. Bij vrouwen is er vanaf 60-jarige leeftijd sprake van meer sterfte dan verwacht, zie grafiek 6.4. De hogere sterfte is onder andere het gevolg van meer overlijdensgevallen door griep. Tijdens het griepseizoen van 2016/2017 stierven in Nederland bijna 8.000 personen meer dan verwacht (Teirlinck et al., 2017). Het is waarschijnlijk dat deze 'oversterfte' samenhangt met de griep<sup>2</sup>.

Niet alleen in Nederland is de sterfte door griep in recente jaren hoger dan gemiddeld, ook in andere Europese landen is dit het geval<sup>3</sup>. Een sterke toe- of afname van de sterfte in Nederland valt vaker samen met een sterke toe- of afname in andere Europese landen. Dit is terug te zien in de staafdiagrammen in figuur 6.1. Daarin staan de aantallen overlijdensgevallen per jaar voor Nederland en voor Europa. Te zien is dat voor mannen de sterfte in de jaren 2015 en 2016 in de leeftijdscategorie boven de 65 jaar hoger was dan in de jaren ervoor. Bij vrouwen is dit effect vooral te zien voor Nederland.

2 – <https://www.volksgezondheidenzorg.info/onderwerp/influenza/cijfers-context/sterfte#node-sterfte-3>

3 – <https://www.cbs.nl/nl-nl/nieuws/2018/07/meer-sterfgevallen-in-wintermaanden>



**Figuur 6.1** Aantallen sterftegevallen in Nederland en Europa voor de jaren 2012 – 2016

#### Bronnen voor data

Voor de data is gebruik gemaakt van de Human Mortality Database (HMD) aangevuld met gegevens van Eurostat voor die jaren en landen waarvoor geen gegevens beschikbaar zijn in de HMD. Voor de Nederlandse data is voor het waarnemingsjaar 2017 gebruik gemaakt van gegevens van het CBS. Waar nodig zijn Eurostat-data aangepast om consistentie met de HMD te waarborgen. Dit speelt in 2016 bij sterftekansen voor overzeese gebieden van Frankrijk, zie appendix C.

De informatie uit deze bronnen wordt regelmatig aangevuld en soms ook met terugwerkende kracht aangepast voor eerdere jaren. De gebruikte dataset, in de vorm van sterfteaantallen en exposures voor zowel Nederland als de totale groep van West-Europese landen, is terug te vinden op de website van het AG en bevat in totaal meer dan 100 miljoen overlijdensgevallen.

## 6.2 Modelaannames

### Belangrijkste uitgangspunten van het model

- De ontwikkeling van de Nederlandse levensverwachting op lange termijn is gebaseerd op de waargenomen ontwikkeling van de levensverwachtingen in Europese landen met een BBP boven het Europees gemiddelde.
- Er zijn geen aparte cohorteffecten (waaronder de effecten van rookgedrag) meegenomen, omdat dit de complexiteit van het model aanzienlijk vergroot.
- Voor hoge leeftijden worden de sterftekansen geëxtrapoleerd met behulp van de methode van Kannisto.
- Er is uitsluitend gebruik gemaakt van publiekelijk beschikbare gegevens.

### Het Prognosemodel AG2016 is gebruikt, waaraan alleen twee waarnemingsjaren zijn toegevoegd.

Het Prognosemodel AG2018 is een multi-populatie sterftemodel zoals voorgesteld door Li en Lee met een tweetrapsaanpak om de benodigde parameters te schatten (zie appendix A). Daarbij wordt eerst per geslacht met het Lee-Carter model de Europese trend geschat. Vervolgens wordt opnieuw het Lee-Carter sterftemodel gebruikt om de afwijking van Nederland ten opzichte van de gezamenlijke trend weer te geven. Door het combineren van data uit verschillende, maar vergelijkbare landen ontstaat een robuuster model met stabielere trends en een geringere gevoeligheid voor de gebruikte



kalibratieperiode. Bovendien houden we bij het schatten expliciet rekening met het feit dat we sterftetekansen nooit precies kunnen observeren; we hebben alleen de beschikking over geobserveerde sterftefrequenties. Dit impliceert dus een zekere "meetruis" die we ook wel Poisson-ruis noemen in verband met de verdeling die we voor het aantal geobserveerde overlijdensgevallen veronderstellen.

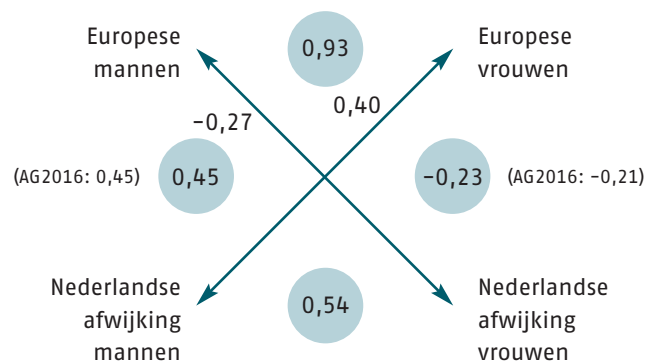
Het model voor de ontwikkeling van de sterftetekansen is gebaseerd op vier stochastische processen:

- a) de ontwikkeling van sterfte in Europa voor mannen;
- b) de ontwikkeling van de afwijking van Nederlandse sterfte ten opzichte van Europa, voor mannen;
- c) de ontwikkeling van sterfte in Europa voor vrouwen;
- d) de ontwikkeling van de afwijking van Nederlandse sterfte ten opzichte van Europa, voor vrouwen.

Voor de Europese ontwikkelingen a) en c) wordt een random-walk-met-driftmodel gehanteerd. Voor de Nederlandse afwijkingen b) en d) wordt een eerste orde autoregressief proces zonder constante gebruikt. Dit laatste betekent dat de Nederlandse sterfteontwikkeling naar verwachting op termijn de Europese trend volgt. De vier processen worden gezamenlijk geschat om ook de correlaties tussen de verschillende processen in te schatten.

Voor de Europese sterfte zijn data tot en met 2016 beschikbaar, voor de Nederlandse sterfte zijn data tot en met 2017 beschikbaar. Voor het gezamenlijk kunnen schatten van de vier stochastische processen moeten alle processen worden gebaseerd op dezelfde historische dataperiode. Omdat alleen voor Nederland data over 2017 beschikbaar zijn en niet voor de Europese landen, is de Europese ontwikkeling voor 2017 bepaald middels extrapolatie van Europese data tot en met 2016 (zie appendix A).

De onderlinge correlaties tussen de vier verschillende grootheden zijn in figuur 6.2 weergegeven.



**Figuur 6.2** Onderlinge correlaties tussen ontwikkeling Europese sterfte en ontwikkeling Nederlandse afwijking, mannen en vrouwen

Voor leeftijden boven de 90 jaar zijn relatief weinig waarnemingen. Dat kan leiden tot grote schommelingen in de schattingen van de sterftetekansen. Daarom worden de sterftetafels 'gesloten'. Hiermee wordt bedoeld dat voor hoge leeftijden de sterftetekansen worden bepaald met behulp van een extrapolatiemethodiek. Net als bij de Prognosetafel AG2016 is bij Prognosetafel 2018 gekozen voor de methode van Kannisto.

In appendix A is een volledige beschrijving van het gebruikte stochastische model opgenomen, inclusief de methode waarmee het model geschat is. In combinatie met de

op de AG-website beschikbaar gestelde dataset kan de Prognosetafel AG2018 exact worden gereconstrueerd.

## 6.3 Onderzoek

### 6.3.1 Smoothen van de tijdreeksen

De laatst gefitte waarden uit de historische tijdreeksen (zie a) t/m d) in de vorige paragraaf) vormen het vertrekpunt voor de schatting van de Europese trend en de Nederlandse afwijking daarvan. Vooral een wijziging in het vertrekpunt voor de Europese trend is bepalend voor de prognosetafel.

Voor verzekeraars en pensioenfondsen kan de impact van een update van de prognosetafel groot zijn. Het doel van smoothen is onnodige schommelingen in de voorzieningen van jaar op jaar te voorkomen.

Smoothen van tijdreeksen is zinvol wanneer kan worden aangetoond dat aanpassingen in de prognose van jaar tot jaar een wisselend teken laten zien. Dat zou betekenen dat een stijging in het ene jaar vaak wordt gevolgd door een daling in het volgende jaar en andersom. Een risico van gladstrijken is dat een mogelijke trendbreuk pas op een later moment wordt onderkend.

Er is onderzocht of het zinvol is de tijdreeksen te smoothen door een extra term toe te voegen aan de specificatie van de Europese trend. Deze zogenaamde *moving average* term zorgt ervoor dat de schok in de tijdreeksen voor een bepaald jaar gecorreleerd kan zijn met de schok in een vorig jaar. Daarmee kan ervoor gezorgd worden dat positieve schokken in de trend relatief vaak worden gevolgd door negatieve schokken en vice versa. De parameters voor dit moving average effect bleken zeer dicht bij nul te liggen. Daarom is ervoor gekozen het model niet onnodig complex te maken.

Andere methoden om te smoothen zijn statistisch minder goed verdedigbaar. Bovendien moeten dan extra subjectieve keuzes gemaakt worden. De CSO heeft ervoor gekozen dit niet in de Prognosetafel AG2018 te implementeren.

### 6.3.2 Gevoeligheden model voor wijzigingen in de input

De gevoeligheden van het model zijn in kaart gebracht, door te berekenen wat de gevolgen zijn van mogelijke wijzigingen in de input, zoals de invloed van nieuwe sterftedata, de geselecteerde landen en de lengte van de gebruikte dataset. Deze analyses geven geen aanleiding om de eerder gemaakte keuzes te wijzigen.

#### *Gevoeligheden model voor wijzigingen in de input – gehanteerde set landen*

Het blijkt dat de uitkomsten van het model in belangrijke mate worden bepaald door de drie grote landen: Duitsland, Frankrijk en het Verenigd Koninkrijk. Het verwijderen of toevoegen van andere landen heeft slechts een beperkte invloed op de uitkomsten.

#### *Gevoeligheden model voor wijzigingen in de input – startjaar 1970*

Het startjaar 1970 is gehandhaafd. De redenen zijn:

1. De sterftedata van alle landen die worden betrokken in de modellering, zijn beschikbaar vanaf 1970.
2. Voor mannen lijkt rondom 1970 sprake van een trendbreuk: de sterfte daalt sneller doordat mannen stoppen met roken. Voor vrouwen is dat effect pas later zichtbaar.
3. Mannen en vrouwen worden gezamenlijk geschat, waarbij correlaties tussen mannen en vrouwen worden meegenomen. Voor mannen en vrouwen moet daarom dezelfde waarnemingsperiode gehanteerd worden.
4. Met startjaar 1970 zijn 47 waarnemingsjaren beschikbaar. Door het startjaar later te kiezen, neemt de hoeveelheid beschikbare data af.

## 6.4 Samenvatting wijzigingen en onderzoek Prognosetafel AG2018

<b>Prognosetafel AG2016</b>	<b>Prognosetafel AG2018</b>
Dataset met landen waarvan het BBP boven het Europese gemiddelde ligt.	Ongewijzigd.
Dataset Europa tot en met 2014, geprognoseerd voor 2015.	Dataset Europa tot en met 2016, geprognoseerd voor 2017.
Dataset Nederland tot en met 2015.	Dataset Nederland tot en met 2017.
Alle mogelijke correlaties tussen Europa en de Nederlandse afwijking en tussen mannen en vrouwen.	Ongewijzigd in systematiek, waarden correlaties wijzigen wel.

## 7 ONZEKERHEID

Het prognosemodel dat in deze publicatie gepresenteerd wordt, is gebaseerd op sterftedata uit het verleden. Trends die in de historische gegevens geobserveerd zijn, worden zo goed mogelijk doorgetrokken naar de toekomst. Omdat de toekomst onzeker is, zullen de waarden die in de komende jaren gevonden worden voor de daadwerkelijke sterftecijfers in Nederland afwijken van de best mogelijke inschattingen op dit moment. Het AG kiest ervoor ook die onzekerheid expliciet in kaart te brengen. De modelvergelijkingen in Appendix A nodigen uit niet alleen te werken met een vaste prognosetafel. Actuarissen kunnen ze gebruiken om middels simulatie stochastische scenario's te genereren. Dat levert een collectie van mogelijke toekomstige paden van sterftetekansen op, die vergelijkbaar zijn met scenario's die gemaakt worden voor toekomstige rentecurven en beleggingsrendementen.

Er zijn ook nog andere vormen van onzekerheid. De parameters in het prognosemodel worden geschat aan de hand van geobserveerde overlijdensgevallen, die een beperkte steekproef vormen. Dat impliceert dat er ook onzekerheid zal zitten in de geschatte parameters van het prognosemodel. Naast dit 'parameterisico' besteden we hieronder ook aandacht aan onzekerheid over de juistheid van het gekozen model, het zogenaamde 'modelrisico'.

### 7.1 Onzekerheid in parameters

We veronderstellen dat het aantal overlijdensgevallen een Poissonverdeling heeft met een gemiddelde dat afhangt van de gemodelleerde trend. De geobserveerde aantallen overlijdensgevallen vormen een steekproef uit die verdeling. Dat roept de vraag op wat het effect is van de beperkte grootte van de steekproef op de te schatten parameters. Via Eurostat, de HMD en het CBS hebben we de beschikking over betrouwbare gegevens over aantallen overlijdensgevallen in het verleden. Omdat de parameters gebaseerd zijn op heel veel waarnemingen over meerdere jaren uit zowel Nederland als de rest van Europa, is de inschatting veel minder onzeker dan wanneer enkel naar een kleinere populatie gekeken zou zijn. Desalniettemin is het wenselijk het effect van het gebruik van een steekproef in kaart te brengen.

De statistische methode die daarvoor gebruikt kan worden, de bootstrap, is gebaseerd op een zogenaamde resampling techniek. Daarbij worden voor een gegeven set parameters heel veel mogelijke overlijdensgevallen uit de bijbehorende Poissonverdeling gesimuleerd. Voor elk van die steekproeven wordt gekeken welke parameters gevonden zouden zijn als die steekproef voor de kalibratie van het model gebruikt zou zijn. Dit geeft inzicht in de onzekerheid van de gevonden parameterwaarden. Immers, als voor elk van de mogelijke steekproeven grofweg dezelfde parameters gevonden worden, is de invloed van de steekproef op de parameters gering. Als we juist veel variatie zien in de gevonden parameters die we zo genereren, dan is de parameteronzekerheid groot.

Tabel 7.1 toont de resultaten van de bootstrapprocedure voor 10.000 samples voor het AG2018-model. Voor alle parameters zijn de 2,5%, 25%, 50%, 75% en 97,5%-kwantilen weergegeven.

Kwantiel	2,5%	25,0%	50,0%	75,0%	97,5%
$\hat{\theta}^M$	-2,44	-2,20	-2,08	-1,95	-1,70
$\hat{\theta}^V$	-2,48	-2,16	-1,99	-1,82	-1,49
$\hat{a}^M$	0,84	0,91	0,94	0,96	0,99
$\hat{a}^V$	0,79	0,91	0,95	0,97	0,99
$\hat{C}_{11}$	1,33	1,88	2,23	2,61	3,43
$\hat{C}_{22}$	0,09	0,15	0,18	0,21	0,29
$\hat{C}_{33}$	1,81	2,69	3,23	3,85	5,12
$\hat{C}_{44}$	0,90	1,26	1,47	1,70	2,19
$\hat{C}_{21}$	0,07	0,18	0,25	0,32	0,47
$\hat{C}_{31}$	1,37	2,05	2,48	2,95	3,96
$\hat{C}_{32}$	0,05	0,19	0,27	0,36	0,54
$\hat{C}_{41}$	-0,93	-0,60	-0,43	-0,28	0,01
$\hat{C}_{42}$	0,10	0,19	0,24	0,31	0,44
$\hat{C}_{43}$	-1,13	-0,67	-0,45	-0,25	0,13

**Tabel 7.1** Bootstrapresultaten

Met behulp van tabel 7.1 kan een idee verkregen worden van de onzekerheid in de parameters die de tijdreeksen voor de Europese trend en Nederlandse afwijking beschrijven. Omdat deze waarden via simulaties verkregen zijn, kunnen de resultaten bij een nieuwe bootstrap net iets anders uitvallen. Over het algemeen liggen de medianen van de bootstrap resultaten dicht bij de best estimates van de parameters, maar niet altijd. Het valt met name op dat voor de parameters  $a^M$  en  $a^V$ , die de dynamica van de Nederlandse afwijking van de Europese trend beschrijven, wat lagere waarden worden gevonden.

Parameteronzekerheid en Poisson-ruis zijn niet meegenomen in de betrouwbaarheidsintervallen die getoond worden in hoofdstuk 9. Als dit wel wordt meegenomen, zullen de betrouwbaarheidsintervallen in hoofdstuk 9 breder worden. Om bijvoorbeeld het 2,5% kwantiel van de gecombineerde onzekerheden te bepalen, gebruikt men dan niet de hier getoonde parameterwaarden voor het 2,5% kwantiel. Dat zou namelijk leiden tot een waarde die hoort bij het 2,5% maal 2,5% kwantiel, hetgeen 0,0625% bedraagt.

## 7.2 Effect van modelkeuze

Bij de overgang naar een nieuw stochastisch model in 2014 zijn door de CSO en de werkgroep van destijds veel modellen met elkaar vergeleken. Alle in de actuariële praktijk of wetenschappelijke literatuur gangbare modellen van dat moment die ook maar enigszins plausibel leken, zijn in dit vergelijkend onderzoek meegenomen. Dit heeft geleid tot de keuze voor het huidige model.

Het huidige model gaat ervan uit dat de geleidelijke verbeteringen in sterftekansen, die we de afgelopen decennia gezien hebben, zich ook in de toekomst voort zullen zetten en dat er geen plotselinge trendbreuken zullen zijn. Er zijn in de afgelopen decennia aan de ene kant grote successen behaald op medisch gebied en door onze gezondere leefgewoonten, terwijl er aan de andere kant zeer veel extra overlijdensgevallen te betreuren waren als gevolg van roken. Toch zien we ondanks deze belangrijke effecten steeds een relatief geleidelijke doorwerking in de geobserveerde sterftefrequenties. De CSO heeft er daarom voor gekozen om trendbreuken in het model niet expliciet te modelleren. Dit zou het model extra gecompliceerd maken. Bovendien zouden dan veel extra

subjectieve aannames gemaakt moeten worden over toekomstige medische en andere mogelijke ontwikkelingen.

Tegelijkertijd wijzen we erop dat ons model een stochastische scenariogenerator representeert. Wie extra scenario's aan het model toe wil voegen om eigen overtuigingen over toekomstige ontwikkelingen mee te nemen, kan dat doen binnen de transparante huidige modelstructuur. De CSO kiest ervoor zich te blijven beperken tot inschattingen die gebaseerd zijn op publiekelijk beschikbare data en waarin geen extreme scenario's meegenomen worden waar geen consensus over bestaat onder experts.

### 7.3 Alternatieve parametrisering van het model

De modelbeschrijving die wij in appendix A geven, sluit aan bij wat gangbaar is in de actuariële literatuur. Daarbij wordt een unieke specificatie van parameters afgedwongen door te eisen dat de som over alle gefitte K's en kappa's gelijk is aan nul en de som over alle gefitte B's en beta's gelijk is aan één (1). Beide keuzes zijn historisch zo gegroeid, maar we hadden ook een andere keuze kunnen maken. Als men niet het gemiddelde van de kappa's maar de eerste kappa nul kiest, leidt dit ook tot een unieke specificatie van parameters, maar dan hoeft men bij toevoeging van nieuwe datapunten niet steeds over een ander aantal punten te middelen. Dan worden waarden van de tijdreeksen over meerdere jaren makkelijker met elkaar te vergelijken. En als men de kwadraatsom van de beta's gelijk neemt aan één in plaats van de som, hoeft men niet van tevoren aan te nemen dat beta's altijd positief zijn.

We benadrukken dat een andere keuze in deze normalisatiestappen tot parameterwaarden leidt die dezelfde modeluitkomsten beschrijven in 'andere coördinaten'. Om aan te blijven sluiten bij de bestaande literatuur hebben we daarom de notatie consistent gehouden met die in de vorige publicatie.

### 7.4 Tijdsconsistentie

Wanneer de best estimate voorspellingen van een eenmaal geschat model weinig afwijken van de realisaties die in de daaropvolgende jaren waargenomen worden, verwacht men dat de nieuwe inschatting van parameters weinig af zal wijken van de oude parameterwaarden. Die gewenste eigenschap van een schattingsprocedure wordt wel *tijdsconsistentie* genoemd. In werkelijkheid zullen ook bij precies uitgekomen best estimate prognoses niet exact dezelfde waarden gevonden worden voor de nieuwe parameters. Er zijn nu immers meer waarnemingen, er zijn extra aannames in onze specificatie van het model (zoals het ontbreken van een constante in het AR-proces voor de Nederlandse afwijking) en we herschalen bovendien de K- en kappa-waarden om ze gemiddeld op nul te houden.

Desalniettemin betekent het toepassen van de maximum likelihoodmethode dat we kleine bijstellingen in parameters mogen verwachten wanneer nieuwe waarnemingen dicht bij eerder gemaakte prognoses liggen. Het is dan ook logisch dat de parameterwaarden van Prognosetafel AG2018 dicht bij die van Prognosetafel AG2016 blijken te liggen.

## 8 UITKOMSTEN

Dit hoofdstuk geeft de resultaten van de Prognosetafel AG2018. De resultaten worden vergeleken met die van de Prognosetafel AG2016. Aan de hand van een aantal voorbeeldfondsen is het effect op de hoogte van de voorzieningen doorgerekend. Met deze voorbeeldfondsen is het ook mogelijk een inschatting te maken van het effect voor andere pensioenfondsen. Daarnaast wordt de AG2018-prognose afgezet tegen de historische ontwikkelingen en vergeleken met de laatste prognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS 2017-2060).

### 8.1 Waarnemingen ten opzichte van Prognosetafel AG2016

Onderstaand overzicht geeft de AG2016-prognose van de levensverwachtingen voor de jaren 2015, 2016 en 2017 en laat zien hoe deze zich verhouden tot de gerealiseerde levensverwachtingen voor die jaren. Daarnaast geeft de tabel inzicht in de prognose van de levensverwachtingen voor 2017 en 2018. Hiervoor wordt steeds gebruik gemaakt van de periodelevensverwachting, aangezien daarmee vergelijkingen kunnen worden gemaakt tussen de levensverwachtingen in een specifiek waarnemingsjaar.

	Mannen			Vrouwen		
	Realisatie	AG2016	AG2018	Realisatie	AG2016	AG2018
2015	79,7	79,8		83,1	83,1	
2016	79,9	80,0		83,1	83,3	
2017	80,1	80,2	80,1	83,3	83,5	83,3
2018			80,3			83,5
2019			80,4			83,6

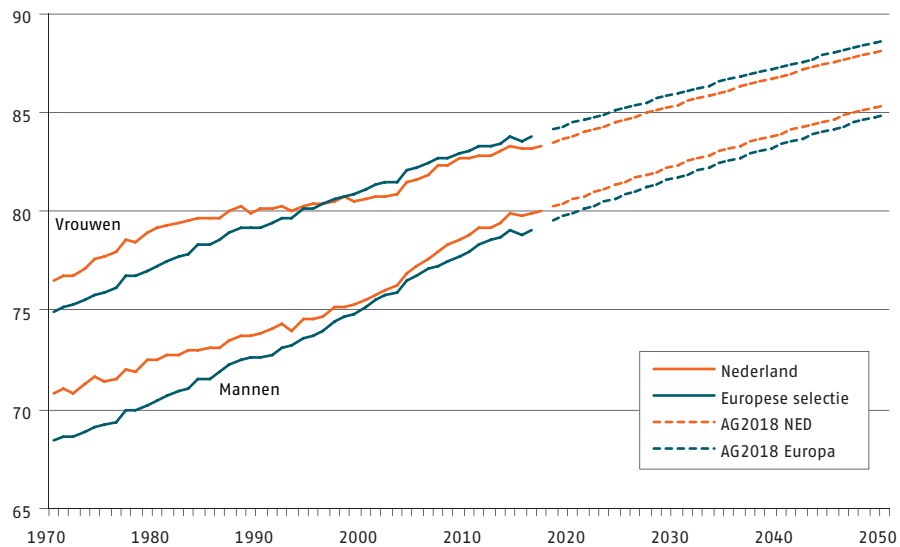
Tabel 8.1 Periodelevensverwachting bij geboorte

	Mannen			Vrouwen		
	Realisatie	AG2016	AG2018	Realisatie	AG2016	AG2018
2015	18,2	18,2		20,9	21,0	
2016	18,4	18,4		21,0	21,1	
2017	18,6	18,5	18,5	21,1	21,3	21,2
2018			18,6			21,3
2019			18,8			21,4

Tabel 8.2 Periodelevensverwachting op leeftijd 65

De nieuwe waarnemingen na het verschijnen van de Prognosetafel AG2016 laten in het algemeen een beperktere stijging van de periodelevensverwachting zien dan in de Prognosetafel AG2016 was opgenomen.

In de volgende grafiek wordt de ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte weergegeven voor de periode tot en met 2050. Tot en met 2017 is de grafiek gebaseerd op gerealiseerde sterftcijfers, voor de periode erna op de AG2018-prognose.



**Grafiek 8.1** Periodelevensverwachting Nederland en geselecteerde Europese landen

In grafiek 8.1 is zichtbaar dat de periodelevensverwachting van de Nederlandse vrouwen net als bij de vorige prognoses nog onder de levensverwachting van de vrouwen in de geselecteerde Europese landen ligt. De levensverwachting van de Nederlandse mannen daarentegen ligt net als eerder boven de levensverwachting van mannen in de geselecteerde Europese landen.

## 8.2 Van AG2016 naar AG2018

Om meer inzicht te geven in de verschillen tussen de oude en de nieuwe prognosetafels, Prognosetafels AG2016 en AG2018, wordt gebruik gemaakt van de cohortlevensverwachting. In de cohortlevensverwachting worden alle toekomstige sterfteontwikkelingen meegenomen. Hierna wordt stapsgewijs de impact getoond op de cohortlevensverwachtingen voor het startjaar 2019 van de verschillende toegevoegde datapunten.

Cohortlevensverwachting in 2019	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2016	90,4	93,3	20,4	23,5
ToevoegenEU2015	-0,4	-0,5	-0,1	-0,2
ToevoegenNL2016	-0,1	-0,2	-0,1	-0,1
ToevoegenEU2016	0,1	0	0,1	0
ToevoegenNL2017	0	-0,1	0	-0,1
AG2018	90	92,5	20,3	23,1

**Tabel 8.3** Cohortlevensverwachting in 2019

Zichtbaar is dat met name de update van de 2015 waarnemingen van de Europese landen heeft gezorgd voor een neerwaartse bijstelling in de prognose. Dit is goed te begrijpen aan de hand van figuur 6.1 in paragraaf 6.1. Daar is te zien dat het aantal sterftegevallen in 2015 hoger lag dan in 2014, terwijl in het daaropvolgende jaar de aantallen ongeveer hetzelfde bleven of licht daalden.



### 8.3 Toekomstige cohortlevensverwachting

De Prognosetafel AG2018 biedt de mogelijkheid toekomstige levensverwachtingen te berekenen. In tabel 8.4 worden toekomstige cohortlevensverwachtingen voor de startjaren 2019, 2044 en 2069 weergegeven.

Startjaar	Bij geboorte			Op leeftijd 65		
	Mannen	Vrouwen	Verschil	Mannen	Vrouwen	Verschil
2019	90,0	92,5	2,5	20,3	23,1	2,8
2044	92,3	94,6	2,3	23,2	25,8	2,6
2069	94,0	96,1	2,1	25,6	28,0	2,4

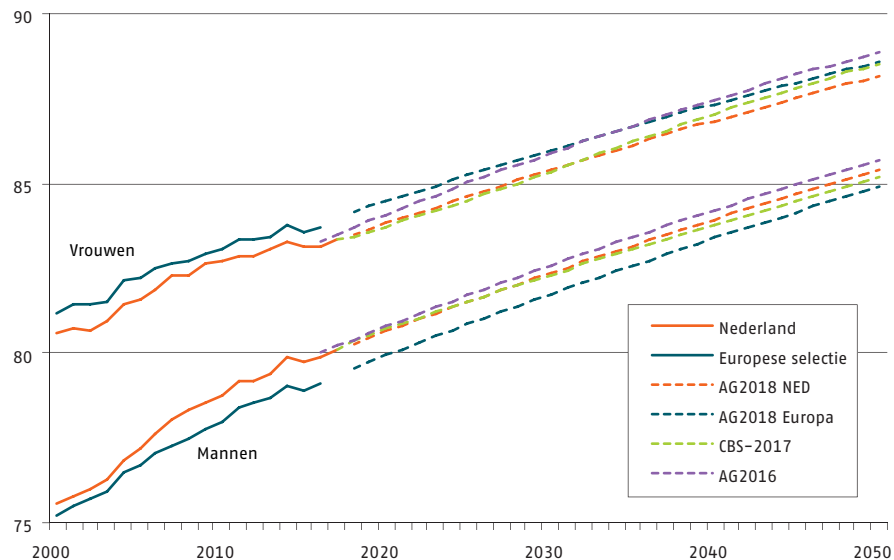
**Tabel 8.4** Toekomstige cohortlevensverwachtingen op basis van AG2018

Uit de hiervoor vermelde cijfers blijkt nogmaals dat het model impliceert dat de levensverwachting voor mannen en vrouwen zal blijven stijgen, voor de mannen iets sneller dan voor de vrouwen. Hierdoor daalt het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen.

### 8.4 Prognose in perspectief

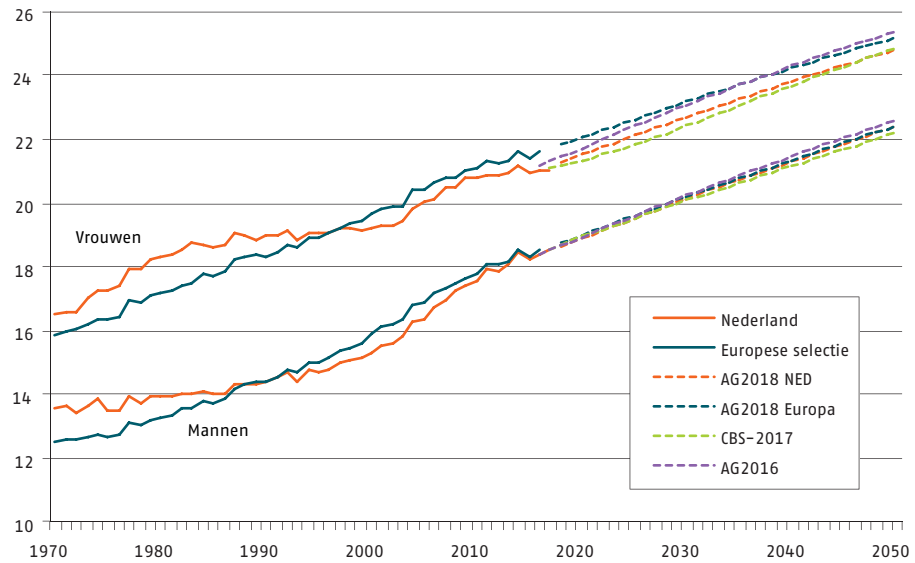
In grafiek 8.2 worden de ontwikkelingen van de periodelevensverwachting bij geboorte voor AG2016, AG2018 en CBS2017-2060 tegen elkaar afgezet. Zichtbaar is dat de trend van de AG2018-prognose voor Nederlandse vrouwen convergeert naar de trend voor vrouwen in de prognose voor de geselecteerde West-Europese landen en dat de prognose neerwaarts is bijgesteld ten opzichte van AG2016. De AG2018-prognose voor mannen laat een vergelijkbare beweging zien ten opzichte van AG2016; de trend ligt dicht bij de trend van de West-Europese landen, waardoor het verschil in levensverwachting door de tijd redelijk constant blijft. Voor mannen is in de prognose CBS2017-2060 vrijwel dezelfde ontwikkeling van de levensverwachting te zien als bij AG2018.

De levensverwachting in 2050 op basis van CBS2017-2060, ligt voor vrouwen iets hoger dan bij AG2018 en voor mannen iets lager.



**Grafiek 8.2** Ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte

Grafiek 8.3 toont de ontwikkeling van de periodelevensverwachting op leeftijd 65.



**Grafiek 8.3** Ontwikkeling periodelevensverwachting op leeftijd 65

De verschillende prognoses voor de levensverwachting op leeftijd 65 voor mannen liggen dicht bij elkaar. Bij vrouwen is de neerwaartse bijstelling ten opzichte van AG2016 duidelijker zichtbaar.

In tabel 8.5 staan de cohortlevensverwachtingen vermeld voor AG2016, AG2018 en CBS2017-2060. De verschillen in cohortlevensverwachting op leeftijd 65 tussen AG2018 en CBS2017-2060 zijn beperkt.

Startjaar 2019	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2016	90,4	93,3	20,4	23,5
AG2018	90,0	92,5	20,3	23,1
CBS2017	Niet beschikbaar		20,3	22,8

**Tabel 8.5** Levensverwachtingen voor AG2016, AG2018 en CBS2017

## 8.5 Koppeling levensverwachting op 65 jaar en pensioenleeftijd in 1<sup>e</sup> en 2<sup>e</sup> pijler

De Wet Verhoging AOW- en Pensioenrichtleeftijd van 12 juli 2012 koppelt de pensioengerechtigde leeftijd in de eerste pijler (AOW) en de pensioenrichtleeftijd in de 2e pijler (werknemerspensioen) aan de periodelevensverwachting.

Verhogingen van de AOW-gerechtigde leeftijd geschieden in stappen van drie maanden en zijn afhankelijk van de hoogte van de macro gemiddelde resterende periodelevensverwachting op 65-jarige leeftijd (L) zoals geraamd door het CBS ten opzichte van een waarde van 18,26 én het verschil tussen de tot dan toe geldende AOW-gerechtigde leeftijd en 65 jaar. De referentiewaarde van 18,26 is wettelijk vastgelegd en gebaseerd op waarnemingen van het CBS in de periode 2000-2009.

Aangezien eind 2016 voor 2022 werd verwacht dat L groter zou zijn dan 20,51 jaar, was een verhoging van de AOW-leeftijd met een kwart jaar (0,25) noodzakelijk (immers  $(20,51 - 18,26) - (67 - 65) = 0,25$ ) en aangekondigd in 2016. Voor het jaar 2023 is in 2017 geen verhoging aangekondigd.

Volgens Prognosetafel AG2018 is L in 2024 gelijk aan 20,70 en is een verhoging van de AOW-gerechtigde leeftijd naar 67 jaar en 6 maanden volgens bovenstaand formulierium niet nodig. Deze verwachting ligt in lijn met de laatste prognose van het CBS uit 2017. Uiterlijk 1 januari 2019 zal uitsluitel dienen te volgen ten aanzien van deze verhoging in 2024 op basis van de nieuwe CBS-prognose.

Wanneer de macro gemiddelde resterende periodelevensverwachting op 65-jarige leeftijd tevens voor de jaren na 2024 wordt geschat, worden de volgende jaren gevonden waarin de AOW-leeftijd naar verwachting met een vol jaar zal zijn toegenomen<sup>4</sup>.

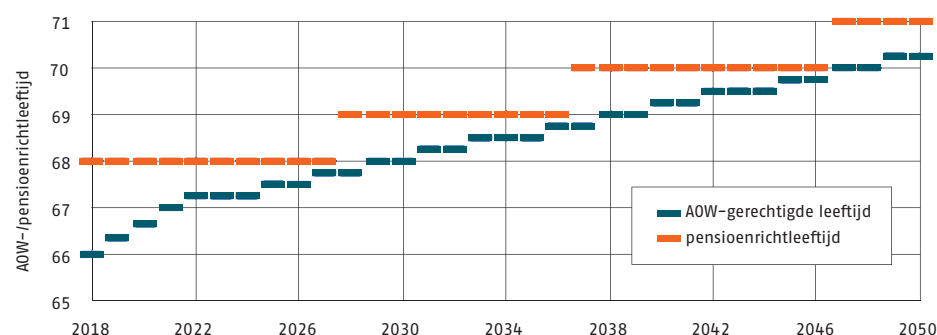
Verwachte AOW-gerechtigde leeftijd	CBS 2017-2060	AG2018
68	2030	2029
69	2039	2038
70	2048	2047
71	2057	2057

**Tabel 8.6** Verwachte jaren waarin de AOW-gerechtigde leeftijd een volledig jaar gestegen zal zijn volgens de laatste prognose van CBS en AG

De verhoging van de pensioenrichtleeftijd (in stappen van 1 jaar) in de 2<sup>e</sup> pijler is gebaseerd op dezelfde formule als de AOW-gerechtigde leeftijd, echter volgens de Wet dient eerder te worden geanticipeerd op een verwachte stijging van de levensverwachting. Het is wettelijk voorgeschreven dat een wijziging van de pensioenrichtleeftijd ten minste een jaar voordat deze wijziging plaatsvindt, bekend moet worden gemaakt en dat hiervoor de macro gemiddelde resterende levensverwachting op 65-jarige leeftijd in aanmerking dient te worden genomen die wordt verwacht tien jaar na het kalenderjaar van wijziging. Dit betekent bijvoorbeeld dat een wijziging van de pensioenrichtleeftijd in 2020 uiterlijk 1 januari 2019 bekend dient te worden gemaakt op basis van de macro gemiddelde resterende levensverwachting op 65-jarige leeftijd in 2030.

Op basis van de Prognosetafel AG2018 is de verwachting dat L in 2030 niet al dusdanig zal zijn gestegen dat in 2020 een pensioenrichtleeftijd van 69 jaar gaat gelden. Een stijging van de pensioenrichtleeftijd naar 69 jaar wordt pas in 2028 verwacht.

De ontwikkeling van de AOW-gerechtigde leeftijd en de pensioenrichtleeftijd op basis van de Prognosetafel AG2018 zijn in grafiek 8.4 samengevat.



**Grafiek 8.4** Ontwikkeling AOW-gerechtigde leeftijd en pensioenrichtleeftijd op basis van AG2018

Algemeen kan worden gesteld dat de huidige AG-prognoses niet veel afwijken van de prognose van het CBS, waardoor de huidige verwachting is dat verschillen in toekomstige AOW- en pensioenleeftijden ook niet heel groot zullen zijn.

4 – Steeds is voor de eenvoud van de berekening de macro gemiddelde resterende levensverwachting bepaald als het ongewogen gemiddelde van de levensverwachting van mannen en vrouwen. In de praktijk wordt mogelijk een exactere weging toegekend waardoor vrouwen een iets hoger gewicht toegekend krijgen. De impact hiervan is beperkt.

## 8.6 Effecten op voorzieningen

Om de effecten van de Prognosetafel AG2018 op de technische voorzieningen van pensioenportefeuilles in kaart te brengen, zijn zes fictieve voorbeeldfondsen geconstrueerd. Het betreft drie fondsen met mannelijke deelnemers en drie fondsen met vrouwelijke deelnemers. Per geslacht zijn een jong, een oud en een gemiddeld fonds geconstrueerd. Het laatste fonds is het gemiddelde van de eerste twee fondsen. Deze voorbeeldfondsen zijn mede aan de hand van concrete portefeuilles bepaald.

De voorbeeldfondsen bevatten naast een ouderdomspensioen (OP) een latent nabestaandenpensioen en een ingegaan nabestaandenpensioen (NP). In de mannelijke portefeuilles wordt ervan uitgegaan dat uitbetalingen van het ingegane nabestaandenpensioen betrekking hebben op vrouwelijk partners. Voor de vrouwelijke portefeuilles is dat andersom. De gebruikte pensioenvormen zijn een ouderdomspensioen, ingaande op 65 jaar en een nabestaandenpensioen van de vorm 'onbepaalde partner' met een partnerfrequentie van 100%.

Er wordt uitgegaan van een vast leeftijdsverschil van 3 jaar tussen de mannelijke en de vrouwelijke partner, waarbij aangenomen wordt dat de man ouder is dan de vrouw. De effecten zijn weergegeven voor zowel een rekenrente van 3% als 1%, zodat de effecten vergeleken kunnen worden met de voorgaande publicatie (AG2016).

Effect VPV	Mannen			Vrouwen		
	Jong	Gemiddeld	Oud	Jong	Gemiddeld	Oud
<b>3% rekenrente</b>						
OP (65)	-0,8%	-0,7%	-0,6%	-2,0%	-1,9%	-1,8%
NP	-1,2%	-1,4%	-1,5%	2,9%	2,4%	2,2%
OP+NP	-0,9%	-0,9%	-0,9%	-1,3%	-1,2%	-1,2%
<b>1% rekenrente</b>						
OP (65)	-1,0%	-0,9%	-0,8%	-2,5%	-2,3%	-2,2%
NP	-1,8%	-1,9%	-2,0%	3,5%	2,8%	2,5%
OP+NP	-1,2%	-1,2%	-1,2%	-1,7%	-1,6%	-1,6%

**Tabel 8.7** Impact op voorzieningen voor modelportefeuilles van overgang van AG2016 naar AG2018 (verschil AG2018 minus AG2016 uitgedrukt in procenten van AG2016). De afzonderlijke percentages, zoals vermeld bij de pensioenvormen OP en NP, tellen niet op tot de percentages zoals vermeld bij de combinatie OP+NP. Dit komt omdat de voorzieningen van de afzonderlijke pensioenvormen verschillend zijn.

Uit de tabel 8.7 valt af te lezen dat de verschillen, in termen van voorzieningen, bij mannen beperkt zijn. Voor een gemiddeld bestand neemt de voorziening met ongeveer 1% af. Bij vrouwen is de impact groter (gemiddeld 1,2% respectievelijk 1,6% afname). Bij een rekenrente van 1% zorgt de lage rente voor een extra toename van de impact.

In tabel 8.8 is de impact van AG2016 naar AG2018 in 2 stappen uitgesplitst:

- data update naar "AG2017", namelijk toevoeging EU15 en NL16;
- data update naar AG2018, toevoeging EU16 en NL17.

Effect VPV 3% rekenrente		Mannen			Vrouwen		
		Jong	Gemiddeld	Oud	Jong	Gemiddeld	Oud
1)	OP (65)	-1.0%	-0.9%	-0.8%	-1.7%	-1.6%	-1.5%
AG2016 →	NP	-0.5%	-0.7%	-1.0%	2.0%	1.6%	1.4%
"AG2017"	OP+NP	-0.9%	-0.9%	-0.9%	-1.1%	-1.1%	-1.1%
2)	OP (65)	0.2%	0.2%	0.2%	-0.3%	-0.3%	-0.3%
"AG2017" →	NP	-0.7%	-0.6%	-0.6%	0.8%	0.8%	0.8%
AG2018	OP+NP	0.0%	0.0%	0.0%	-0.1%	-0.1%	-0.1%
1) + 2)	OP (65)	-0.8%	-0.7%	-0.6%	-2.0%	-1.9%	-1.8%
AG2016 →	NP	-1.2%	-1.4%	-1.5%	2.9%	2.4%	2.2%
AG2018	OP+NP	-0.9%	-0.9%	-0.9%	-1.3%	-1.2%	-1.2%

**Tabel 8.8** Impact op voorzieningen voor modelportefeuilles van overgang van AG2016 naar AG2018, met "AG2017" als tussenstap

Hier is zichtbaar dat bij overgang van AG2016 naar "AG2017" de stijging van de sterftkansen een grote impact heeft. Wat opvalt is dat bij mannen voor zowel OP als NP de voorziening veelal daalt, terwijl bij vrouwen de voorziening voor NP juist stijgt. Voor zowel mannen als vrouwen zijn de sterftkansen gestegen. Voor NP betekent dit dat het pensioen gemiddeld eerder ingaat (een verzwaring), maar vervolgens gemiddeld korter moet worden uitgekeerd (een verlichting). De combinatie van beide effecten pakt voor de mannen- en vrouwenportefeuille anders uit want bij de vrouwen is de stijging van de sterftkansen over het algemeen sterker dan bij mannen. Daarnaast moet vermeld worden dat in tabellen 8.7 en 8.8 zowel latent als ingegaan NP is meegenomen en de verandering in de VPV-waarden is dus van beide afhankelijk.

Tabel 8.9 toont het effect op de voorziening voor afzonderlijke pensioenvormen voor diverse leeftijden.

3% rekenrente	Mannen			Vrouwen		
	OP	Latent NP	Ingegaan NP	OP	Latent NP	Ingegaan NP
25	-1,3%	0,4%	-0,5%	-2,2%	8,4%	-0,3%
45	-1,2%	-0,3%	-0,8%	-2,1%	5,8%	-0,5%
65	-0,5%	-1,9%	-1,4%	-1,4%	4,1%	-0,5%
85	0,3%	-2,8%	-1,5%	-1,5%	2,6%	0,3%
1% rekenrente	OP	Latent NP	Ingegaan NP	OP	Latent NP	Ingegaan NP
25	-1,5%	-0,9%	-0,9%	-2,6%	8,2%	-0,5%
45	-1,3%	-1,4%	-1,3%	-2,5%	5,7%	-0,7%
65	-0,6%	-2,6%	-1,7%	-1,7%	4,0%	-0,6%
85	0,3%	-3,0%	-1,6%	-1,6%	2,6%	0,3%

**Tabel 8.9** Impact op voorzieningen voor afzonderlijke pensioenvormen en leeftijden van overgang van AG2016 naar AG2018 (verschil AG2018 minus AG2016 uitgedrukt in procenten van AG2016)

## 9 TOEPASSINGEN VAN HET MODEL

**Het gebruik van een stochastisch model biedt extra mogelijkheden bij het analyseren van sterfterisico's. In het bijzonder is het mogelijk inzicht te krijgen in de variabiliteit van de waarde van de verplichtingen van verzekeringsportefeuilles.**

Doordat de Prognosetafel AG2018 is gebaseerd op een stochastisch model kan een uitspraak worden gedaan over de spreiding van toekomstige sterftetekansen rondom de best estimates. Het gebruikte model genereert niet alleen best estimate sterfteontwikkelingen, maar kan ook gebruikt worden om de onzekerheid in toekomstige scenario's in kaart te brengen, op grond van de geobserveerde fluctuaties in de historische waarnemingen.

Het is van belang op te merken dat de gepresenteerde onzekerheidsintervallen in dit hoofdstuk geen rekening houden met parameter- of modelonzekerheid. Dat wil zeggen, onze berekeningen nemen het veronderstelde model en de geschatte parameters als uitgangspunt. Hierbij worden alleen sterftetekansen gesimuleerd en gaan we ervan uit dat we die sterftetekansen precies kunnen observeren. We houden er dus geen rekening mee dat we in de praktijk, omdat we slechts met eindige populaties werken, niet de exacte sterftetekansen maar alleen geobserveerde sterftefrequenties tot onze beschikking hebben (de meet- of Poisson-ruis).

In dit hoofdstuk worden ter illustratie enkele mogelijke toepassingen van het stochastisch model getoond. De vermelde resultaten in dit hoofdstuk zijn gebaseerd op dezelfde modelportefeuilles als genoemd in hoofdstuk 8 en appendix B.

Allereerst laten we in paragraaf 9.1 de met het model vastgestelde betrouwbaarheidsintervallen rond de levensverwachting zien voor de gehele horizon.

In paragraaf 9.2 beschouwen we de waarde van de verplichtingen voor alle mogelijke ontwikkelingen van toekomstige sterftetekansen. Daar waar de best estimate waarde van de verplichtingen wordt verkregen door gebruik te maken van de best estimate sterftetekansen, bekijken we tevens verschillende mogelijke scenario's voor sterftekansontwikkelingen zoals gegeven door het stochastische model. Dit geeft inzicht in de mogelijke toename van de waarde voor de gehele uitloop van de verplichtingen in bijvoorbeeld het 95% kwantiel.

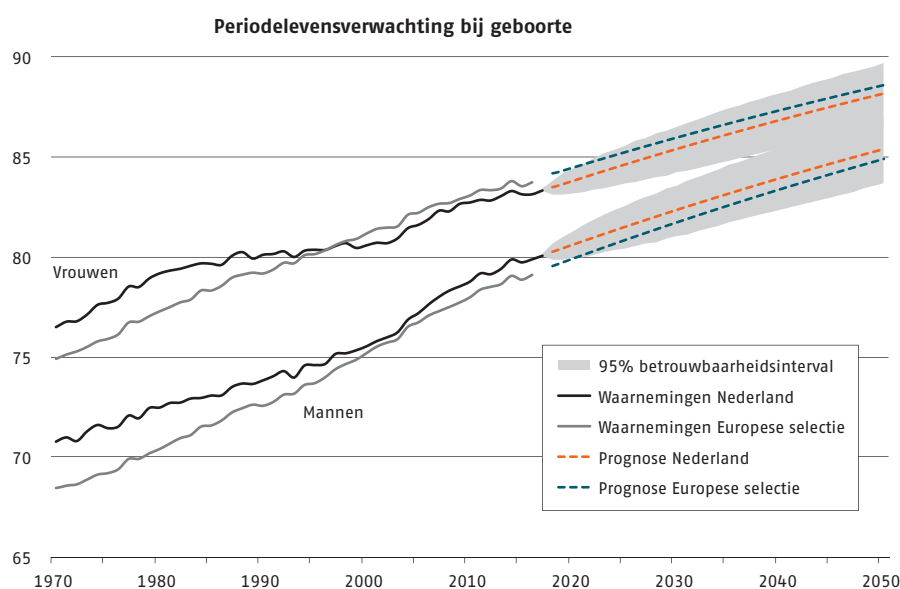
In de praktijk wordt ook vaak gekeken naar de stochastische verdeling van de waarde van de verplichtingen na een schok in het eerste jaar. Hierbij worden eerst mogelijke schokken gedurende het eerste jaar gesimuleerd. Vervolgens wordt per scenario (schok) het model opnieuw gekalibreerd na toevoeging van deze nieuwe (gesimuleerde) observatie aan de oorspronkelijke dataset. Op basis van de per scenario gekalibreerde parameters worden per scenario de best estimate sterftetekansen bepaald voor de overige jaren. Paragraaf 9.3 laat zien tot welke betrouwbaarheidsintervallen dit leidt voor een horizon van 1 jaar. Paragraaf 9.4 laat de resultaten zien van de resulterende stochastische verdeling van de waarde van de verplichtingen na een eenjaarschok en herkalibratie.

Bij bovenstaande toepassingen wordt geen uitspraak gedaan over de gevolgen voor de berekening van buffers conform Solvency II. Het baseren van de hoeveelheid aan te houden kapitaal voor sterfterisico op uitsluitend de spreiding die uit het stochastisch model volgt, zou kunnen leiden tot een onderschatting van het benodigde kapitaal, op grond van wat hierboven is vermeld over parameteronzekerheid, modelonzekerheid en Poisson-ruis.

## 9.1 Simulaties voor de levensverwachting

De best estimate sterftetekansen zijn te verkrijgen door te veronderstellen dat toekomstige sterftetekansen zich ontwikkelen volgens de modelvergelijkingen uit appendix A, waarbij alle storingstermen op nul zijn gezet. Het is ook mogelijk scenario's te simuleren waarbij de storingstermen worden getrokken uit de daar gespecificeerde multivariate normale verdeling.

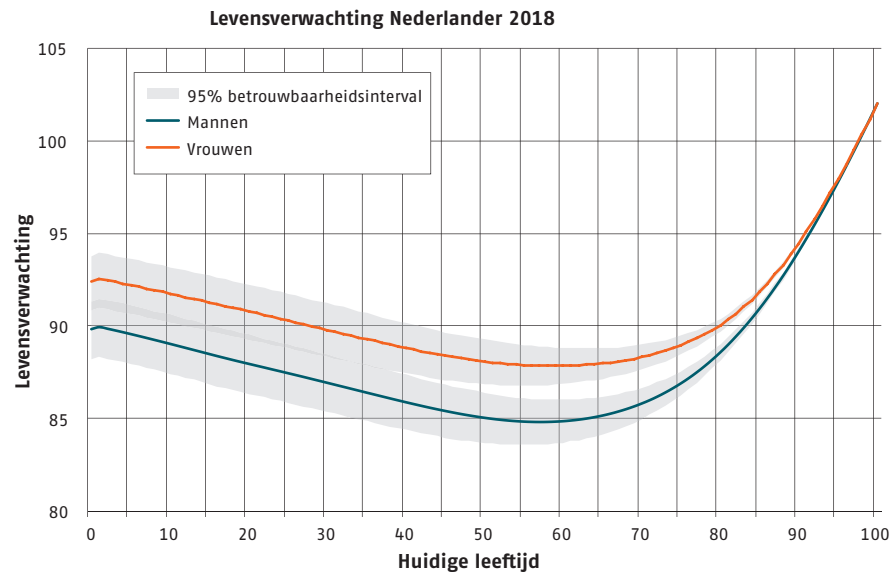
Op basis hiervan kunnen voor de gehele horizon betrouwbaarheidsintervallen rond de levensverwachting worden bepaald. De 95% betrouwbaarheidsintervallen zijn tot 2050 weergegeven in grafiek 9.1 voor zowel mannen als vrouwen.



**Grafiek 9.1** Betrouwbaarheidsinterval rondom de best estimate van de periodelevensverwachting voor Nederlandse mannen en vrouwen

Grafiek 9.1 laat zien dat de onzekerheid in de prognose van de periodelevensverwachting, zoals verwacht, toeneemt naarmate de prognose verder in de toekomst ligt.

Grafiek 9.2 toont de onzekerheid in de cohortlevensverwachting per leeftijd van Nederlandse mannen en vrouwen in 2018.



**Grafiek 9.2** Betrouwbaarheidsinterval rondom de best estimate van de cohortlevensverwachting voor Nederlandse mannen en vrouwen in 2018

Grafiek 9.2 laat zien dat de onzekerheid afneemt naarmate de leeftijd toeneemt. Dit komt omdat het aantal jaren waarvoor een inschatting wordt gemaakt afneemt naarmate de leeftijd toeneemt. Daarnaast is zichtbaar dat de levensverwachting eerst afneemt tot een leeftijd van circa 60 jaar en daarna toeneemt. Twee effecten spelen hier een rol. Iemand die ouder is, heeft al een periode overleefd, waardoor de levensverwachting met het ouder worden toeneemt. Daarnaast zal iemand die jonger is juist meer profiteren van verwachte toekomstige sterfteverbeteringen.

Merk op dat we in de getoonde betrouwbaarheidsintervallen alleen onzekerheid in toekomstige sterftekansen meenemen en niet kijken naar een enkel individu. Omdat de sterftekansen voor (bijvoorbeeld) een 90-jarige maar heel weinig veranderen in de tijd, zien we nauwelijks verschillen voor zijn of haar verwachte leeftijd bij overlijden wanneer we allerlei mogelijke toekomstscenario's simuleren met ons model. Maar dat betekent uiteraard niet dat het moment van overlijden voor een individuele 90-jarige nu al vaststaat. Weinig onzekerheid in sterftekansen boven die leeftijd impliceert immers niet dat er weinig onzekerheid is over het daadwerkelijke moment van overlijden voor een enkel individu.

## 9.2 Simulaties voor de verplichtingen

Voor ieder van de in paragraaf 9.1 beschreven scenario's voor sterftekansen kan de waarde van de verplichtingen vastgesteld worden. Door alle scenario's samen te beschouwen resulteert dan een verdeling van de waarde van de verplichtingen. Tabel 9.1 geeft, na simulatie van 10.000 van dergelijke scenario's, het gemiddelde en de kwantilen voor 95%, 97,5% en 99,5% voor de Voorziening Pensioen Verplichtingen (VPV). Hiervoor zijn de gemiddelde modelportefeuilles van mannen en vrouwen gebruikt bij een vaste rekenrente van 3% en 1%. De uitkomsten zijn uitgedrukt in percentages van de best estimate waarden.



Uitkomsten simulatie VPV (in verhouding tot de best estimate)						
Rente 3%	Mannen			Vrouwen		
	OP	NP	OP + NP	OP	NP	OP + NP
<b>Standaard-afwijking Kwantielen</b>	<b>2,2%</b>	<b>1,7%</b>	<b>1,4%</b>	<b>1,8%</b>	<b>2,1%</b>	<b>1,4%</b>
50%	99,9%	100,0%	100,0%	99,9%	100,0%	99,9%
95%	103,5%	102,8%	102,2%	102,8%	103,5%	102,3%
97,50%	104,2%	103,4%	102,7%	103,4%	104,2%	102,7%
99,5%	105,5%	104,4%	103,4%	104,2%	105,6%	103,4%

**Tabel 9.1** Resultaten simulatie voorzieningen op een rekenrente van 3% voor modelportefeuilles (mannen en vrouwen gemiddeld)

Bij 1% rekenrente is de spreiding in de resultaten groter.

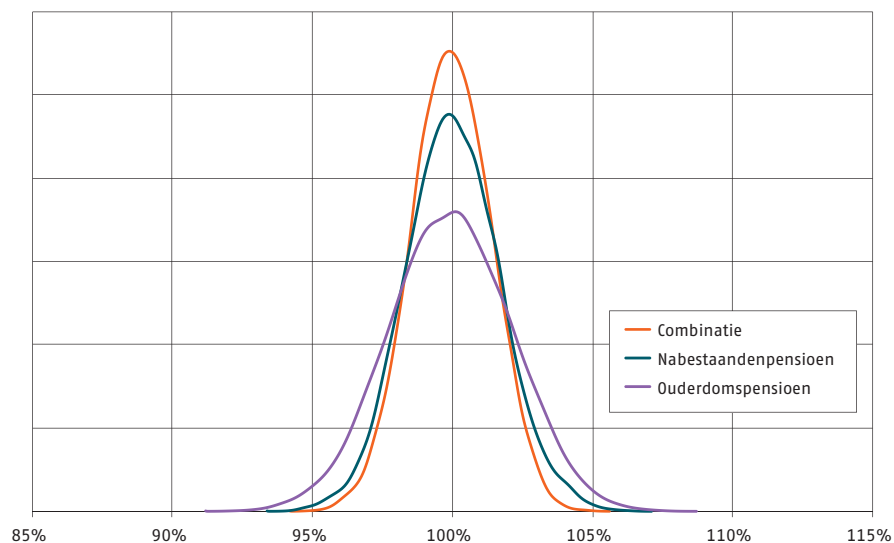
Uitkomsten simulatie VPV (in verhouding tot de best estimate)						
Rente 1%	Mannen			Vrouwen		
	OP	NP	OP + NP	OP	NP	OP + NP
<b>Standaard-afwijking Kwantielen</b>	<b>2,6%</b>	<b>2,0%</b>	<b>1,7%</b>	<b>2,2%</b>	<b>2,7%</b>	<b>1,8%</b>
50%	99,9%	100,0%	99,9%	99,9%	100,0%	99,9%
95%	104,2%	103,3%	102,8%	103,5%	104,4%	102,9%
97,50%	105,1%	104,0%	103,3%	104,2%	105,3%	103,5%
99,5%	106,7%	105,3%	104,3%	105,3%	107,1%	104,4%

**Tabel 9.2** Resultaten simulatie voorzieningen op een rekenrente van 1% voor modelportefeuilles (mannen en vrouwen gemiddeld)

De verdeling die uit de simulaties voortvloeit lijkt sterk op een normale verdeling. Zoals uit bovenstaande tabellen blijkt, ligt de spreiding bij de afzonderlijke pensioenvormen een stuk hoger dan bij de combinatie van OP en NP, vooral bij het ouderdomspensioen voor mannen en het nabestaandenpensioen voor vrouwen.

Ter illustratie is in grafiek 9.3 de verdeling van de gesimuleerde waarden voor OP, NP en de combinatie van beide pensioenvormen ten opzichte van de best estimate weergegeven. Het gaat hier om de modelportefeuille mannen gemiddeld en een rekenrente van 3%. Merk op dat de getoonde verdelingen niet helemaal vloeiend zijn als gevolg van de inherente simulatie onzekerheid bij 10.000 simulaties.

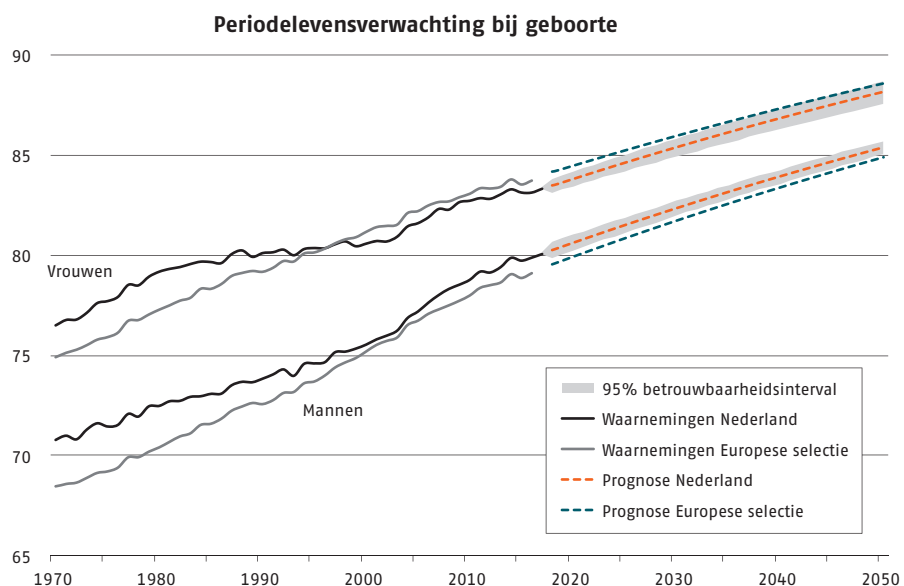
Verdeling VPV volgens AG2018



**Grafiek 9.3** Verdeling uitkomsten simulatie voorziening (rekenrente 3%) voor modelportefeuille mannen gemiddeld rondom de best estimate

### 9.3 Simulaties voor de levensverwachting over 1-jaars horizon

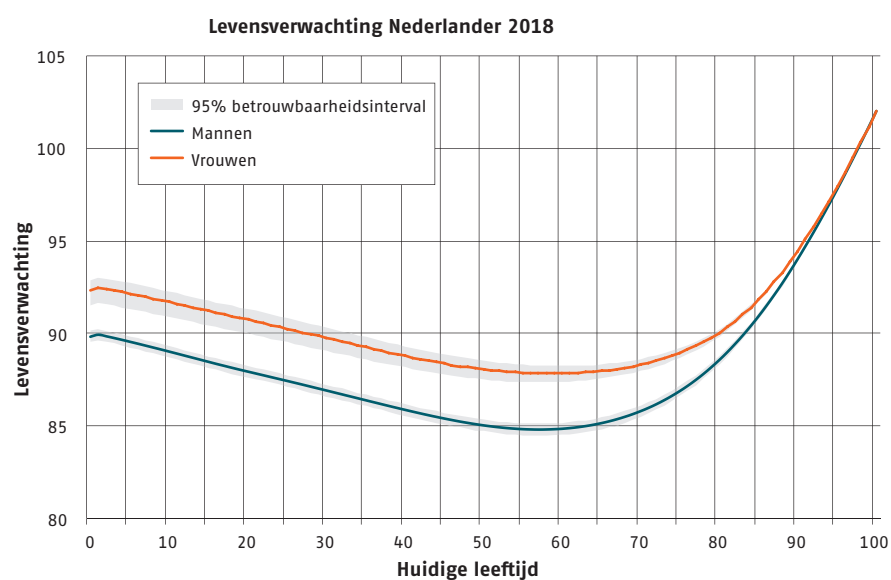
De levensverwachting kan ook gesimuleerd worden nadat een schok heeft plaatsgevonden in het eerste jaar, waarbij de impact van die schok op de best estimate voor de overige jaren wordt meegenomen na herkalibratie. Op basis hiervan kunnen voor een horizon van 1 jaar betrouwbaarheidsintervallen rond de levensverwachting worden bepaald. De 95% betrouwbaarheidsintervallen zijn weergegeven in grafiek 9.4 voor zowel mannen als vrouwen op basis van 5.000 scenario's.



**Grafiek 9.4** Betrouwbaarheidsinterval rondom de best estimate van de periodelevensverwachting voor Nederlandse mannen en vrouwen, 1-jaars horizon

De grafiek laat zien dat de betrouwbaarheidsintervallen aanzienlijk smaller zijn voor een 1-jaars horizon, vergeleken met die voor de gehele uitloop (zie grafiek 9.1). De reden hiervoor is dat voor de 1-jaars horizon alleen de onzekerheid van het 1e prognosejaar wordt meegenomen (inclusief de impact van dit 1e jaar op de parameters), terwijl in grafiek 9.1 de onzekerheid voor de gehele uitloop van de verplichtingen wordt weergegeven.

De onderstaande grafiek toont de onzekerheid in de cohortlevensverwachting van Nederlandse mannen en vrouwen in 2018, wederom voor een horizon van 1 jaar.



**Grafiek 9.5** Betrouwbaarheidsinterval rondom de best estimate van de cohortlevensverwachting voor Nederlandse mannen en vrouwen in 2018, [1-jaars horizon](#)

Ook hieruit blijkt dat de betrouwbaarheidsintervallen aanzienlijk smaller zijn voor een 1-jaars horizon, vergeleken met die voor de gehele uitloop (zie grafiek 9.2).

## 9.4 Simulaties voor de best estimate over 1-jaars horizon

Voor ieder van de in paragraaf 9.3 beschreven 5.000 scenario's voor sterftekansen kan de waarde van de verplichtingen vastgesteld worden na herkalibratie, op basis waarvan een verdeling van de waarde van de verplichtingen resulteert voor een 1-jaars horizon. De resultaten hiervan staan vermeld in onderstaande tabellen.

Uitkomsten simulatie VPV (in verhouding tot de best estimate) over 1-jaars horizon						
Rente 3%	Mannen			Vrouwen		
	OP	NP	OP + NP	OP	NP	OP + NP
<b>Standaard-afwijking Kwantielen</b>	<b>0,7%</b>	<b>0,8%</b>	<b>0,5%</b>	<b>0,8%</b>	<b>1,1%</b>	<b>0,5%</b>
50%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
95%	101,1%	101,3%	100,8%	101,2%	101,7%	100,8%
97,50%	101,3%	101,5%	100,9%	101,5%	102,2%	101,0%
99,5%	101,7%	102,0%	101,2%	101,9%	103,1%	101,3%

**Tabel 9.3** Resultaten simulatie voorzieningen bij een rekenrente van 3% voor modelportefeuilles (mannen en vrouwen gemiddeld) over 1-jaars horizon

Uitkomsten simulatie VPV (in verhouding tot de best estimate) over 1-jaars horizon						
Rente 1%	Mannen			Vrouwen		
	OP	NP	OP + NP	OP	NP	OP + NP
<b>Standaard-afwijking Kwantielen</b>	<b>0,8%</b>	<b>1,0%</b>	<b>0,6%</b>	<b>1,0%</b>	<b>1,3%</b>	<b>0,7%</b>
50%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
95%	101,2%	101,6%	101,0%	101,5%	102,1%	101,1%
97,50%	101,5%	101,9%	101,1%	101,8%	102,6%	101,2%
99,5%	101,8%	102,4%	101,5%	102,3%	103,9%	101,6%

**Tabel 9.4** Resultaten simulatie voorzieningen een rekenrente van 1% voor modelportefeuilles (mannen en vrouwen gemiddeld) over 1-jaars horizon

Deze uitkomsten laten zien dat de spreiding voor een 1-jaars horizon, zoals verwacht mag worden op basis van de resultaten in paragraaf 9.3, veel lager ligt dan bij simulatie over alle jaren.

De impact op de voorziening van de overgang van AG2016 naar AG2018 is vermeld in tabel 8.7 in hoofdstuk 8. Aangezien bij de overgang van AG2016 naar AG2018 twee jaar aan nieuwe observaties zijn toegevoegd, dient de impact omwille van een zuivere vergelijking opgesplitst te worden in de impact van de overgang van AG2016 naar "AG2017" en van "AG2017" naar AG2018 (zie tabel 8.8 in hoofdstuk 8). Dan is immers sprake van de impact per enkel jaar. Het blijkt dat bij de overgang van AG2016 naar "AG2017" de waargenomen impact bij het ouderdomspensioen voor vrouwen net iets hoger ligt dan het 97,5 percentiel. De overige pensioenvormen liggen binnen het 97,5% betrouwbaarheids-interval. Bij de overgang van "AG2017" naar AG2018 zien we dat bij alle pensioenvormen de uitkomsten dicht bij het 50% kwantiel liggen. We wijzen er nogmaals op dat de berekende 1-jaars onzekerheid alleen onzekerheid in de ontwikkeling van sterftekansen bevat en er geen rekening mee houdt dat de geobserveerde sterftfrequenties niet exact overeen zullen komen met die sterftekansen.



# APPENDICES



# APPENDIX A

## Prognosemodel AG2018

### Technische beschrijving

#### 1 Definities

De prognosetafel geeft per geslacht voor leeftijden  $x \in X = \{0, 1, 2, \dots, 120\}$  en jaren  $t \in T = \{2018, 2019, \dots\}$  de best estimate voor de éénjarige sterftekans  $q_x(t)$ . Dat is de kans dat iemand die op 1 januari van jaar  $t$  leeft en op 1 januari van jaar  $t - x$  geboren werd, op 1 januari van jaar  $t + 1$  gestorven zal zijn.

De sterftekans worden niet direct gemodelleerd; in plaats daarvan specificeren we de bijbehorende force of mortality (of hazard rate)  $\mu_x(t)$ . We veronderstellen dat  $\mu_{x+s}(t+s) = \mu_x(t)$  voor alle  $0 \leq s < 1$ . Hieruit volgt

$$q_x(t) = 1 - e^{-\int_0^1 \mu_{x+s}(t+s) ds} = 1 - e^{-\mu_x(t)}.$$

Elk dynamisch model dat wordt beschreven in termen van de force of mortality  $\mu_x(t)$  kan dus met bovenstaande formule omgeschreven worden in termen van éénjarige sterftekans.

#### 2 Dynamisch model

Voor leeftijden tot en met 90 jaar,  $(x, t) \in \bar{X} \times T$  met  $\bar{X} = \{0, 1, 2, \dots, 90\}$ , wordt het Li-Lee<sup>1</sup> model gebruikt voor beide geslachten  $g \in \{M, V\}$

$$\ln(\mu_x^g(t)) = \ln(\mu_x^{g,EU}(t)) + \ln(\mu_x^{g,NL}(t))$$

$$\ln(\mu_x^{g,EU}(t)) = A_x^g + B_x^g K_t^g$$

$$\ln(\mu_x^{g,NL}(t)) = \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g$$

<sup>1</sup> Li, N. and Lee, R. (2005) Coherent Mortality Forecasts for a Group of Populations: An Extension of the Lee-Carter Method. *Demography* 42(3), pp. 575-594.

met een dynamica die voor elk geslacht, leeftijd  $x \in \bar{X}$  en jaren  $t \geq 2018$  gegeven wordt door de tijdreeksen

$$K_t^g = K_{t-1}^g + \theta^g + \epsilon_t^g$$

$$\kappa_t^g = \alpha^g \kappa_{t-1}^g + \delta_t^g.$$

Hierin is  $\mu_x^g(t)$  de force of mortality voor de Nederlandse bevolking (met geslacht  $g$ ),  $\mu_x^{g,EU}(t)$  de force of mortality voor een peer group van West-Europese landen en  $\mu_x^{g,NL}(t)$  het quotiënt van die twee (i.e. de Nederlandse afwijking ten opzichte van de peer group). Dit betekent dat een random walk met drift model verondersteld wordt voor de tijdreeks van de peer group en een eerste orde autoregressief model, zonder constante term, voor de tijdreeks van de Nederlandse afwijking.

De stochastische variabelen  $Z_t = (\epsilon_t^M, \delta_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^V)$  zijn onafhankelijk en identiek verdeeld (i.i.d.) en hebben een vierdimensionale normale verdeling met gemiddelde (0,0,0,0) en gegeven 4x4 covariantiematrix  $C$ .

### 3 Sluiting van de tafel

Voor leeftijden boven de 90 jaar,  $(x, t) \in \bar{X} \times T$  met  $\bar{X} = \{91, 92, \dots, 120\}$ , wordt de sluitingsmethode van Kannisto gebruikt die gebaseerd is op een logistische regressie aan de hand van de tafel voor leeftijden  $y \in X^{Kan} = \{80, 81, \dots, 90\}$ . Het aantal leeftijden  $y_k$  waar de regressie op gebaseerd wordt is dus  $n = 11$ , het gemiddelde van die leeftijden is  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n y_k = 85$  en de kwadraatsom van de afwijking is  $\sum_{k=1}^n (y_k - \bar{y})^2 = 110$ .

Sluiting middels Kannisto betekent dat voor  $x \in \bar{X}$  en elke  $t$

$$\mu_x(t) = L\left(\sum_{k=1}^n w_k(x) L^{-1}(\mu_{y_k}(t))\right).$$

Hierbij zijn  $L$  en  $L^{-1}$  respectievelijk de logistische en inverse logistische functies

$$L(x) = \frac{1}{1 + e^{-x}}, \quad L^{-1}(x) = -\ln\left(\frac{1}{x} - 1\right),$$

en de regressiegewichten worden gegeven door

$$w_k(x) = \frac{1}{n} + \frac{(y_k - \bar{y})(x - \bar{y})}{\sum_{j=1}^n (y_j - \bar{y})^2} = \frac{1}{11} + \frac{(y_k - 85)(x - 85)}{110}.$$

Wanneer een sterftkans nodig is voor een leeftijd groter dan 120, dan wordt die gelijk verondersteld aan de sterftkans voor leeftijd 120.



## 4 Best estimates voor sterftekansen en levensverwachting

Omdat we de *best estimates* voor toekomstige waarden van de tijdreeksen identificeren met de *most likely* uitkomsten, komen die overeen met de reeksen voor  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  die verkregen worden door voor alle  $t$  de waarden  $(\epsilon_t^M, \delta_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^V) = (0, 0, 0, 0)$  in te vullen. De covariantiematrix  $C$  is dus niet nodig om best estimates te genereren, maar wel om simulaties uit te kunnen voeren die kunnen helpen om de onzekerheid rondom de best estimates in kaart te brengen.

Als we de resterende levensverwachting van iemand willen bepalen op 1 januari van jaar  $t$  onder de aanname dat die persoon op 1 januari van jaar  $t - x$  geboren werd (met  $x \in X$  en  $t \in T$ ) en aannemen dat iemand die binnen een kalenderjaar sterft gemiddeld nog de helft van dat kalenderjaar in leven is, dan vinden we voor die zogenaamde *cohortlevensverwachting*

$$e_x^{coh}(t) = \frac{1}{2} + \sum_{k=0}^{\infty} \prod_{s=0}^k (1 - q_{x+s}(t+s)).$$

Merk op dat we volgens bovenstaande formule "diagonaal door de prognosetafel lopen". De kans dat de persoon op tijdstip  $t + k$  nog leeft is immers het product van overlevingskansen  $1 - q_{x+s}(t + s)$  voor alle jaren  $s$  tussen 0 en  $k$  waarbij ieder jaar de persoon niet alleen een jaar ouder wordt, maar we ook telkens met een nieuwe kolom in de sterftetafel te maken krijgen. Dit laatste effect wordt niet meegenomen in de *periodelevensverwachting*

$$e_x^{per}(t) = \frac{1}{2} + \sum_{k=0}^{\infty} \prod_{s=0}^k (1 - q_{x+s}(t))$$

die suggereert dat de sterftekansen van vandaag (tijdstip  $t$ ) niet meer zullen veranderen in de tijd. Dit leidt tot een verkeerd beeld van de levensverwachting en hoewel deze periodelevensverwachting vaak nog aangeduid wordt met "de levensverwachting" is dat onjuist.

## 5 Gebruikte dataset voor kalibratie

De parameterwaarden in bovenstaand model zijn bepaald met behulp van de maximum likelihood methode. Daarbij is gebruik gemaakt van sterftecijfers en exposures in de West-Europese landen en in Nederland. Steeds is aangenomen dat voor gegeven exposures  $E_{x,t}$  de geobserveerde sterftegevallen  $D_{x,t}$  een Poissonverdeling hebben<sup>2</sup> en dat de verwachting van  $D_{x,t}/E_{x,t}$  gelijk is aan de te modelleren force of mortality  $\mu_x(t)$ . We onderdrukken in deze paragraaf het geslacht en de aanduidingen EUR/NL in de notatie.

In appendix C van deze publicatie staan de precieze databronnen vermeld. De data van de Human Mortality Database (HMD) is voor de jaren na 2012 soms aangevuld met gegevens uit de Eurostat database (EUROS). Voor de Nederlandse data in 2017 is gebruik gemaakt van de CBS database (Statline). In de laatste twee databases vinden we per geslacht de benodigde sterfteaantallen maar niet de exposures. Die kunnen echter afgeleid worden uit andere grootheden die wel gegeven worden:

- $P_{x,t}$  : de bevolking op 1 januari van jaar  $t$  met een leeftijd tussen  $x$  en  $x + 1$
- $C_{x,t}$  : het aantal mensen dat overleden is binnen jaar  $t$ , die op 31 december van jaar  $t$  tussen  $x$  en  $x+1$  jaar oud zouden zijn.

<sup>2</sup> Brouhns, N., Denuit, M. and Vermunt, J.K. (2002) A Poisson log-bilinear regression approach to the construction of projected lifetables. *Insurance: Mathematics and Economics* 31, pp. 373-393.

Omzetting naar exposures vindt plaats met behulp van de methode die vastgelegd is in het protocol<sup>3</sup> van de HMD. Dit geeft voor  $x > 0$

$$E_{x,t} = \frac{1}{2}(P_{x,t} + P_{x,t+1}) + \frac{1}{6}\left(\frac{1}{2}C_{x,t} - \frac{1}{2}C_{x+1,t}\right),$$

en voor  $x = 0$

$$E_{0,t} = \frac{1}{2}(P_{0,t} + P_{0,t+1}) + \frac{1}{6}\left(C_{0,t} - \frac{1}{2}C_{1,t}\right).$$

Bij de Franse data in Eurostat voor 2016 is een correctie gemaakt voor sterfte in overzeese gebiedsdelen, om ervoor te zorgen dat de data aansluiten bij de Franse data in de HMD voor eerdere jaren.

## 6 Kalibratiemethode

De volgende stappen worden separaat doorlopen voor de beide geslachten  $g \in \{M, V\}$ :

- We nemen de exposures  $E_{x,t}^{g,EU}$  en geobserveerde sterftes  $D_{x,t}^{g,EU}$  voor de relevante West-Europese landen, met  $x \in X^o = \{0,1, \dots, 90\}$  en  $t \in T^o = \{1970, 1971, \dots, 2016\}$ . Het betreft steeds de som van alle exposures en de som van alle sterftegevallen in de betreffende landen, inclusief Nederland. De parameters  $A_x^g$ ,  $B_x^g$  en  $K_t^g$  zijn vervolgens zo bepaald dat de Poisson likelihoodfunctie voor de geobserveerde sterftes zo groot mogelijk is bij de gegeven exposures

$$\max_{\{A_x^g, B_x^g, K_t^g\}} \prod_{x \in X^o} \prod_{t \in T^o} \frac{(E_{x,t}^{g,EU} \mu_x^{g,EU}(t))^{D_{x,t}^{g,EU}} \exp(-E_{x,t}^{g,EU} \mu_x^{g,EU}(t))}{D_{x,t}^{g,EU}!}$$

met  $\mu_x^{g,EU}(t) = e^{A_x^g + B_x^g K_t^g}$ . Om een unieke specificatie van de drie vectoren te krijgen, normaliseren we door te eisen dat de som van de elementen van  $K_t^g$  over  $t \in T^o$  gelijk is aan 0 en de som van de elementen van  $B_x^g$  over  $x \in X^o$  gelijk is aan 1.

- Niet voor alle relevante landen zijn gegevens na 2016 beschikbaar. Daarom zijn de waarden van  $K_t^g$  in de vorige stap bepaald tot en met 2016. Vervolgens wordt lineair geëxtrapoleerd voor 2017

$$K_{2017}^g = K_{2016}^g + \frac{K_{2016}^g - K_{1970}^g}{2016 - 1970}.$$

- De maximum likelihood methode wordt nu toegepast op de Nederlandse data om  $\alpha_x^g$ ,  $\beta_x^g$  en  $\kappa_t^g$  te bepalen, middels

$$\max_{\{\alpha_x^g, \beta_x^g, \kappa_t^g\}} \prod_{x \in X^o} \prod_{t \in T^*} \frac{(E_{x,t}^{g,NL} \mu_x^g(t))^{D_{x,t}^{g,NL}} \exp(-E_{x,t}^{g,NL} \mu_x^g(t))}{D_{x,t}^{g,NL}!}$$

met  $\mu_x^g(t) = \mu_x^{g,EU}(t) e^{\alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g}$ ,  $T^* = \{1970, 1971, \dots, 2017\}$  (dus nu inclusief het jaar 2017) en  $X^o = \{0,1, \dots, 90\}$  zoals eerder. Opnieuw wordt genormaliseerd door de som van de elementen in  $\kappa_t^g$  over  $t \in T^*$  en  $\beta_x^g$  over  $x \in X^o$  respectievelijk 0 en 1 te laten zijn.

<sup>3</sup> Zie <http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>

In de laatste stap wordt gebruik gemaakt van de vier tijdreeksen  $\{(K_t^M, \kappa_t^M, K_t^V, \kappa_t^V) \mid t \in T^*\}$  om de parameters  $(\theta^M, \theta^V, \alpha^M, \alpha^V)$  en de matrix  $C$  te schatten. Onder de gemaakte aanname dat de variabelen  $Z_t = (\epsilon_t^M, \delta_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^V)$  onafhankelijk en identiek verdeeld zijn en een vierdimensionale normale verdeling hebben met gemiddelde  $(0,0,0,0)$  en covariantiematrix  $C$ , kiezen we de schatters voor  $(\theta^M, \theta^V, \alpha^M, \alpha^V)$  en  $C$  zodanig<sup>4</sup> dat de likelihood voor deze tijdreeksen gemaximaliseerd wordt.

## 7 Simulatie van de tijdreeksen

Om scenario's voor de tijdreeksen  $Z_t = (\epsilon_t^M, \delta_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^V)$  te kunnen simuleren moeten trekkingen uit een normale verdeling met gemiddelde  $(0,0,0,0)$  en covariantiematrix  $C$  gegenereerd worden. Dat kan door een (rij-) vector  $\tilde{Z}_t$  met vier onafhankelijke standaard normaal verdeelde variabelen te vermenigvuldigen met een matrix  $H$  die voldoet aan  $H^T H = C$  dus middels  $Z_t = \tilde{Z}_t H$ . In de lijst met parameters in de publicatie en de bijbehorende Excel spreadsheet is daarom naast de covariantiematrix  $C$  ook een Cholesky-matrix  $H$  opgenomen.

<sup>4</sup> De werkgroep heeft hiervoor gebruik gemaakt van het R package `systemfit` met de opties `method="SUR"` en `methodResidCov="noDfCor"`.

## Parameterwaarden

### Mannen

x	A(x)	B(x)	alpha(x)	beta(x)	t	K(t)	kappa(t)
0	-4.885421496	0.020748879	-0.125725527	0.057224968	1970	41.335393980	-3.958362206
1	-7.452989305	0.018515048	0.035543281	-0.047034117	1971	39.994101111	-3.745623066
2	-7.906232688	0.019571704	0.077564630	-0.007801983	1972	39.834478712	-3.144200728
3	-8.145191800	0.020903699	0.029394200	-0.021703892	1973	38.316924866	-3.610539401
4	-8.339613431	0.021836767	-0.010311333	-0.023211570	1974	36.630664213	-3.964820063
5	-8.438661347	0.022347027	0.025872627	-0.000422132	1975	36.654739510	-2.889694230
6	-8.521617395	0.022432687	-0.019307937	-0.019075364	1976	35.475277698	-2.684481573
7	-8.586386625	0.022524349	-0.004259746	-0.009812701	1977	31.057606361	-3.246308545
8	-8.623414821	0.020971611	-0.009247484	-0.023772218	1978	31.597761551	-2.571717546
9	-8.673327966	0.020306552	-0.074923047	-0.030171365	1979	29.448091996	-2.817801791
10	-8.698714981	0.019438505	0.004330252	0.001861516	1980	27.881457724	-2.301522439
11	-8.636106059	0.017777627	-0.072297603	-0.029309826	1981	26.302227710	-2.004509671
12	-8.563245917	0.016512840	0.001326814	0.001632439	1982	24.103112240	-1.691071737
13	-8.435460926	0.015937269	-0.009309326	0.013357397	1983	23.408976563	-1.464554208
14	-8.218026493	0.015150873	-0.120020278	0.010930493	1984	19.877342298	-0.876778825
15	-7.955445960	0.014861945	-0.177078547	-0.020609091	1985	20.147490820	-0.688227421
16	-7.574376806	0.015727758	-0.112530933	0.003601118	1986	17.803679844	-0.354107198
17	-7.297962514	0.015763101	-0.286484301	-0.011892195	1987	14.004823853	-0.403745132
18	-6.989417425	0.013906135	-0.449389616	-0.024154589	1988	12.102264982	0.010340115
19	-6.922250462	0.013280865	-0.397278438	-0.007611899	1989	10.740401464	0.701937799
20	-6.903964648	0.012173424	-0.404583273	-0.004590376	1990	10.836798444	0.354107198
21	-6.897396202	0.011508664	-0.390197914	-0.007369962	1991	8.865925762	0.443953497
22	-6.910155499	0.010851937	-0.422677265	-0.007501584	1992	5.909115574	0.613154586
23	-6.921324619	0.009679395	-0.378118963	0.004284931	1993	6.046766313	1.638528518
24	-6.938355972	0.008937274	-0.384475746	0.013643365	1994	1.739355418	1.173847542
25	-6.939120674	0.008280177	-0.387105811	0.003707236	1995	1.489390062	1.497808812
26	-6.931756694	0.007982032	-0.386521754	0.014639703	1996	-0.928819789	1.951421988
27	-6.920506084	0.007952632	-0.435251457	0.004044431	1997	-4.453665637	1.756275346
28	-6.900513390	0.007760235	-0.395127328	0.013192445	1998	-6.501584255	2.040838036
29	-6.866952194	0.007785455	-0.384409475	0.015767722	1999	-8.570744150	2.230559593
30	-6.834317674	0.007798081	-0.407592966	0.017980927	2000	-12.034127256	2.496645292
31	-6.793442457	0.007517031	-0.388495333	0.020567790	2001	-15.303032663	2.546318887
32	-6.749858724	0.007440507	-0.381254642	0.019329596	2002	-16.961318386	2.795587324
33	-6.701937458	0.007822603	-0.377672694	0.017557520	2003	-18.445049908	2.582733825
34	-6.642338947	0.007664326	-0.402237776	0.030439383	2004	-24.559258090	2.249208045
35	-6.576362819	0.007820299	-0.370866334	0.014476794	2005	-26.514756660	2.364480064
36	-6.506919704	0.007988566	-0.385849333	0.005736923	2006	-30.285586360	2.034961295
37	-6.433637648	0.008342848	-0.380573630	0.021937865	2007	-32.563838954	1.729924887
38	-6.352605264	0.008353622	-0.381598650	0.013279622	2008	-34.671184246	1.298065937
39	-6.264812058	0.008457677	-0.373103857	0.017943412	2009	-37.066434481	1.185249416
40	-6.172078764	0.008600593	-0.376914869	0.013812626	2010	-39.500431075	1.032340417
41	-6.084043646	0.008697093	-0.368780031	0.010665892	2011	-43.537829878	0.940939796
42	-5.989098293	0.008918309	-0.352687386	0.014810122	2012	-44.513106084	1.222312447
43	-5.893072857	0.008900474	-0.336210684	0.009598149	2013	-45.831659435	0.822539121
44	-5.799383408	0.008945069	-0.321488224	0.003256272	2014	-50.318341733	0.459903865
45	-5.699272080	0.008969918	-0.324176888	-0.006830795	2015	-48.163497647	0.678531239
46	-5.605623140	0.009013038	-0.318280940	-0.006218024	2016	-50.879310092	0.830919427
47	-5.508301681	0.008920412	-0.294388007	0.002552211	2017	-52.883977571	0.657777828
48	-5.415293697	0.008955642	-0.282749766	-0.003430199			
49	-5.315441235	0.008958561	-0.280901627	-0.003332877			
50	-5.214108498	0.009063894	-0.272700399	-0.002547515	theta	-2.042012439	
51	-5.123965361	0.008925017	-0.254493332	-0.006607670	a	0.975249473	
52	-5.028755874	0.008954566	-0.240690627	-0.007716191			
53	-4.936452441	0.008908475	-0.223712345	-0.012316284			
54	-4.839346581	0.008937879	-0.218089918	-0.015654843			
55	-4.747664236	0.008983077	-0.195552695	-0.012334735			
56	-4.657512859	0.009028614	-0.189891535	-0.012955948			

## Mannen (vervolg)

57	-4.564092937	0.009173202	-0.165024183	-0.011949718
58	-4.473814694	0.009264630	-0.154820975	-0.008364166
59	-4.383639974	0.009334144	-0.154602216	-0.009157127
60	-4.286495013	0.009513377	-0.130805926	-0.007624916
61	-4.198084335	0.009665022	-0.124047781	-0.006144156
62	-4.105924408	0.009879684	-0.108492337	-0.002919425
63	-4.015504631	0.010087821	-0.089778540	0.002577615
64	-3.924527007	0.010258071	-0.083789278	0.006433241
65	-3.830969387	0.010457710	-0.070130169	0.009791165
66	-3.744390948	0.010529488	-0.055765348	0.012628970
67	-3.652561749	0.010774906	-0.045796140	0.015084646
68	-3.559392193	0.010828829	-0.037897513	0.018298420
69	-3.468291411	0.010867887	-0.030770592	0.024182846
70	-3.373275206	0.010948419	-0.031546494	0.027850901
71	-3.279747900	0.010805250	-0.021259733	0.030259566
72	-3.183196178	0.010792673	-0.012284804	0.033662119
73	-3.089139303	0.010738449	-0.008769878	0.037838462
74	-2.992721418	0.010594788	-0.005179902	0.039731676
75	-2.897433245	0.010416004	-0.001942847	0.041481671
76	-2.801347502	0.010151500	0.004960996	0.043093998
77	-2.705155547	0.009842520	0.003888389	0.045976026
78	-2.607864433	0.009516548	0.007150147	0.049651287
79	-2.510670191	0.009258338	0.008208493	0.051261853
80	-2.405343825	0.008900182	0.003019258	0.052771011
81	-2.307311423	0.008393676	0.004480378	0.053677520
82	-2.207588971	0.008013684	-0.006904861	0.053804675
83	-2.109028326	0.007595120	-0.005213494	0.054103869
84	-2.010876443	0.007211237	-0.004561052	0.053371738
85	-1.914114896	0.006729710	-0.003226940	0.047988566
86	-1.814943369	0.006304377	-0.005884870	0.047144762
87	-1.721522078	0.005860872	-0.008588659	0.047004071
88	-1.628559236	0.005421796	-0.003784000	0.047215002
89	-1.537751765	0.004944880	-0.009880446	0.046115569
90	-1.440896662	0.004612546	-0.013413267	0.047688342

## Vrouwen

x	A(x)	B(x)	alpha(x)	beta(x)	t	K(t)	kappa(t)
0	-5.123733714	0.020703095	-0.103430759	0.027416936	1970	44.560452814	-5.639894238
1	-7.605055610	0.019043266	0.060102459	-0.006814433	1971	42.606516985	-5.496052863
2	-8.151630500	0.019976617	0.010470762	-0.004941831	1972	41.462906221	-4.829046863
3	-8.392374662	0.020140302	-0.022164055	-0.004144125	1973	39.796547286	-6.960506719
4	-8.588639476	0.020468452	0.023302444	0.008166974	1974	37.529488192	-7.977736169
5	-8.717864501	0.020699467	-0.051012422	-0.002596926	1975	36.816710288	-7.508082688
6	-8.781303242	0.020142118	-0.082538204	0.006061732	1976	35.164636973	-7.999166228
7	-8.892779325	0.020476997	-0.043218826	0.001343732	1977	29.221666670	-8.270144909
8	-8.931990573	0.018388293	-0.070792600	-0.007114428	1978	29.271982826	-8.237528979
9	-8.972999857	0.017662057	-0.023629190	0.003433266	1979	26.819107866	-9.017188588
10	-8.986561528	0.016295561	0.004863036	0.012686021	1980	24.703877630	-9.163490135
11	-8.971589191	0.015079407	0.056949997	0.000538414	1981	23.466813843	-9.235350714
12	-8.898715088	0.014598379	0.095131068	0.005943435	1982	21.102072067	-8.407555798
13	-8.813932020	0.013255061	0.108146749	0.001909031	1983	20.156010610	-9.487090764
14	-8.642394977	0.013256391	-0.035239982	0.005884953	1984	15.602225613	-6.340119910
15	-8.432634694	0.013671571	-0.101378086	0.006468475	1985	16.201382878	-6.246946548
16	-8.237489604	0.014168065	-0.120515431	0.010630199	1986	13.840685533	-4.707718207
17	-8.124725013	0.013797536	-0.168935235	0.011314834	1987	9.259362935	-5.275233930
18	-7.963234585	0.012227578	-0.267456628	0.003813455	1988	7.736774802	-4.444912329
19	-7.949942491	0.011501738	-0.264872269	0.007471663	1989	6.926581826	-2.436031440
20	-7.956374428	0.011333780	-0.237493449	0.004473533	1990	7.702630630	-4.023959009
21	-7.972038609	0.011338483	-0.209367578	0.006255108	1991	5.592081473	-2.899176350
22	-7.973342950	0.010971870	-0.196709785	0.008474005	1992	2.121172059	-1.690159877
23	-7.961743804	0.010632005	-0.191164055	0.005458059	1993	2.773465322	0.538540534
24	-7.948091361	0.010826531	-0.216146358	0.005448872	1994	-1.698602257	1.226520306
25	-7.914303151	0.010728416	-0.157807186	0.007046648	1995	-2.011955195	1.140196895
26	-7.869234573	0.010080275	-0.194237969	0.006808523	1996	-3.776777985	2.504892963
27	-7.828026895	0.010130693	-0.160740877	0.011054044	1997	-6.613969811	2.934627812
28	-7.776795316	0.009855770	-0.126517562	0.008339817	1998	-8.528016478	3.851033065
29	-7.714158508	0.009768270	-0.113826988	0.009405013	1999	-9.572009707	5.708041255
30	-7.644879521	0.010090171	-0.123940985	0.009571213	2000	-12.843371938	7.147450309
31	-7.585211858	0.009812377	-0.093395458	0.006557541	2001	-15.582338525	8.115321261
32	-7.501769176	0.009888817	-0.128643678	0.003023515	2002	-15.896127860	8.316897489
33	-7.419436955	0.009763976	-0.086875332	0.007043956	2003	-16.389876907	7.060153074
34	-7.337929453	0.009644061	-0.091715041	0.010924684	2004	-23.439629321	8.195641363
35	-7.248144677	0.009663036	-0.113355680	0.009997332	2005	-24.419866823	7.079158018
36	-7.161923034	0.009683641	-0.110047639	0.012386970	2006	-27.802067385	7.740905844
37	-7.078441487	0.009583676	-0.124995177	0.015293385	2007	-29.827670428	5.822308463
38	-6.984066646	0.009365662	-0.113739915	0.012558982	2008	-30.427888248	6.314712683
39	-6.886474230	0.009207343	-0.105616238	0.010726411	2009	-32.953114959	5.017461623
40	-6.792015767	0.009377831	-0.088957298	0.012626979	2010	-34.860358521	5.847332798
41	-6.696669761	0.009020077	-0.096114684	0.015576381	2011	-38.677755104	7.357476655
42	-6.598566326	0.009066440	-0.077831260	0.012853662	2012	-37.917386512	7.155400966
43	-6.494569937	0.009032104	-0.075738380	0.009662683	2013	-39.143951494	6.355368448
44	-6.402000126	0.008899305	-0.075827765	0.015749376	2014	-43.910031329	7.109606784
45	-6.304788598	0.008706000	-0.072232424	0.012470492	2015	-40.575831300	6.962950524
46	-6.208835260	0.008585016	-0.041366863	0.015420128	2016	-43.566555260	8.397080866
47	-6.112613435	0.008593681	-0.041594585	0.016261414	2017	-45.482359783	8.398224169
48	-6.018845115	0.008651650	-0.037058689	0.015112206			
49	-5.928656215	0.008595989	-0.044255276	0.014249525			
50	-5.834097548	0.008438431	-0.073701198	0.016730331	theta	-1.958670892	
51	-5.755280137	0.008188051	-0.035912748	0.015171164	a	0.992503997	
52	-5.665343415	0.008279866	-0.029446426	0.015652724			
53	-5.589486137	0.008128809	-0.050285423	0.016091206			
54	-5.506295131	0.008071993	-0.039242270	0.015802866			
55	-5.422823770	0.007927938	-0.049074010	0.016263590			
56	-5.343746373	0.008041599	-0.033724854	0.015182541			

## Vrouwen (vervolg)

57	-5.257458177	0.008068746	-0.037368046	0.014969353
58	-5.173788656	0.008269267	-0.037518747	0.017901195
59	-5.088912023	0.008242659	-0.040400183	0.015766516
60	-4.993690280	0.008341507	-0.038639210	0.017306156
61	-4.911345004	0.008394387	-0.027946663	0.016752490
62	-4.821905194	0.008686287	-0.046605132	0.017626630
63	-4.733758579	0.008912564	-0.036481658	0.015673088
64	-4.639689700	0.009226530	-0.044276784	0.016392701
65	-4.544385409	0.009439452	-0.043488943	0.016279228
66	-4.451170169	0.009596209	-0.042998178	0.016151550
67	-4.353883423	0.009916921	-0.038168913	0.014800318
68	-4.253763618	0.010071976	-0.030381014	0.015466818
69	-4.148531323	0.010343121	-0.044777869	0.017009318
70	-4.041887297	0.010580675	-0.044098910	0.016164234
71	-3.936240517	0.010701830	-0.037187355	0.015963650
72	-3.821477907	0.010884404	-0.048725741	0.015289646
73	-3.709714335	0.011060018	-0.044455957	0.015106732
74	-3.595370829	0.011180609	-0.043289429	0.014823790
75	-3.478557464	0.011223460	-0.043471115	0.014971195
76	-3.357585970	0.011080009	-0.045619304	0.014066646
77	-3.241569032	0.011070721	-0.035221403	0.014173624
78	-3.120350186	0.010867464	-0.038684316	0.013764211
79	-2.997099438	0.010638868	-0.040294291	0.013033053
80	-2.867320525	0.010271128	-0.036141631	0.013065389
81	-2.745828594	0.009910967	-0.030349761	0.012523535
82	-2.620989993	0.009624597	-0.029654235	0.012751583
83	-2.497270598	0.009210147	-0.028852744	0.012732540
84	-2.375874669	0.008847764	-0.027131232	0.011940655
85	-2.256652872	0.008247865	-0.025898904	0.011655059
86	-2.137339574	0.007816376	-0.019328509	0.011863751
87	-2.022904870	0.007214587	-0.013489555	0.011886520
88	-1.910307179	0.006716982	-0.013383093	0.010735441
89	-1.797949033	0.006151888	-0.005977046	0.010322561
90	-1.689787725	0.005664433	-0.008708060	0.011874570

## Covariantie- en Cholesky matrix

<b>Covariantiematrix C</b>				
	epsilon mannen	delta mannen	epsilon vrouwen	delta vrouwen
epsilon mannen	2.334400007	0.268278073	2.627476527	-0.481352322
delta mannen	0.268278073	0.152294568	0.285074638	0.241942536
epsilon vrouwen	2.627476527	0.285074638	3.406229747	-0.490161004
delta vrouwen	-0.481352322	0.241942536	-0.490161004	1.337664369

<b>Cholesky matrix H</b>				
	epsilon mannen	delta mannen	epsilon vrouwen	delta vrouwen
epsilon mannen	1.527874343	0.175589095	1.719694122	-0.315047061
delta mannen	0.000000000	0.348515477	-0.048448054	0.852935907
epsilon vrouwen	0.000000000	0.000000000	0.668232488	0.139093298
delta vrouwen	0.000000000	0.000000000	0.000000000	0.701115619

# APPENDIX B

## Modelportefeuille

De modelportefeuilles kennen geen andere pensioenvormen dan levenslang oudedagspensioen en levenslang nabestaandenpensioen. Er zijn zes modelportefeuilles met onderscheid in jong/gemiddeld/oud en man/vrouw. Alleen veelvouden van 10 jaar zijn als leeftijden van deelnemers, gepensioneerden en nabestaanden opgenomen.

Het gemiddelde bestand is gedefinieerd als het gemiddelde tussen jong en oud. Bij mannen staan de rechten die voortkomen uit mannelijke deelnemers (dus inclusief de weduwen) en bij vrouwen staan de rechten die voortkomen uit vrouwelijke deelnemers (dus inclusief de weduwnaars).

De gewogen gemiddelde leeftijd voor de verschillende categorieën is weergegeven in tabel B1.

	Jong	Gemiddeld	Oud
<b>Mannen</b>			
Actieven en slapers	49,3	50,8	53,4
Gepensioneerden	71,7	72,9	73,7
Nabestaanden (NP)	61,1	68,1	70,9
<b>Vrouwen</b>			
Actieven en slapers	40,6	46,4	49,8
Gepensioneerden	73,3	73,3	73,3
Nabestaanden (NP)	55,0	62,2	64,3

**Tabel B1** Gewogen gemiddelde leeftijd van modelportefeuilles

De verdeling in aantallen is weergegeven in tabel B2 en B3.

Lft	Mannen Jong			Mannen Gemiddeld			Mannen Oud		
	OP	NP	NP	OP	NP	NP	OP	NP	NP
	(65)	(lat.)	(ing.)	(65)	(lat.)	(ing.)	(65)	(lat.)	(ing.)
30	500	350	0	300	210	0	100	70	0
40	1200	840	0	850	595	0	500	350	0
50	2000	1400	150	1400	980	125	800	560	100
60	1800	1260	150	1800	1260	175	1800	1260	200
70	1500	800	100	1650	950	250	1800	1100	400
80	300	150	50	550	275	175	800	400	300
90	0	0	0	50	25	50	100	50	100

**Tabel B2** Aantallen deelnemers modelportefeuilles mannen



Lft	Vrouwen Jong			Vrouwen Gemiddeld			Vrouwen Oud		
	OP	NP	NP	OP	NP	NP	OP	NP	NP
	(65)	(lat.)	(ing.)	(65)	(lat.)	(ing.)	(65)	(lat.)	(ing.)
30	750	525	0	500	350	0	250	175	0
40	1000	700	0	1000	700	0	1000	700	0
50	500	350	50	1000	700	50	1500	1050	50
60	200	140	50	800	560	100	1400	980	150
70	100	50	0	300	200	50	500	350	100
80	50	20	0	150	50	25	250	80	50
90	0	0	0	0	0	0	0	0	0

**Tabel B3** Aantallen deelnemers modelportefeuilles vrouwen

De technische voorzieningen voor deze portefeuilles worden berekend door gebruik te maken van de volgende veronderstellingen:

- de pensioenleeftijd is 65 jaar;
- de betalingswijze is continu;
- het nabestaandenpensioen heeft de vorm "onbepaalde partner" tot de pensioendatum, daarna wordt overgegaan op de vorm "bepaalde partner";
- de partnerfrequentie is gelijk aan 100% tot de pensioenleeftijd;
- het geslacht van een partner is ongelijk aan dat van de deelnemer;
- binnen een partnerschap is de man drie jaar ouder dan de vrouw.

# APPENDIX C

## Literatuur en gehanteerde data

Dit rapport gaat uit van de gegevens zoals die eind mei 2018 beschikbaar waren in de databases van Eurostat, CBS (Statline) en HMD.

[1] CBS gegevens uit Statline voor 2017:

Exposures-to-Risk (P-waarden); versie van 14 mei 2018.

<https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/37325/table?ts=1530795309853>

Observed Deaths (C-waarden en D-waarden); versie van 8 mei 2018:

<https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/37168/table?ts=1530802763004>

[2] Eurostat data (data t/m 2016):

Exposures to Risk (demo\_pjan) versie van 27 februari 2018:

[http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo\\_pjan&lang=en](http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_pjan&lang=en)

Observed Deaths (demo\_mager en demo\_magec) versie van 15 maart 2018:

[http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo\\_mager&lang=en](http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_mager&lang=en)

[http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo\\_magec&lang=en](http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_magec&lang=en)

[3] HMD-database:

<http://www.mortality.org/>

Tabel C1 geeft per geografisch gebied en per jaar aan welke gegevensbron gehanteerd is als input voor het AG2018 model. De Eurostat definitie van data voor Frankrijk is veranderd eind 2012: die omvat voortaan ook data uit overzeese gebiedsdelen. Daarvoor is gecorrigeerd door het in 2012 waargenomen verschil tussen deze twee definities in 2016 aan de Eurostat data toe te voegen.

GEO	2013	2014	2015	2016	2017	HMD-version
Austria	HMD	HMD	EUROS	EUROS		2015.09.02
Belgium	HMD	HMD	HMD	EUROS		2016.08.12
Denmark	HMD6	HMD6	HMD6	HMD6		2018.04.23
Finland	HMD	HMD	HMD	EUROS		2016.10.07
France (metropolitan)	HMD6	HMD6	HMD6	<b>EUROS</b>		2017.09.26
Germany (until 1990 former territory of the FRG)	HMD	HMD	HMD	EUROS		2017.03.29
Iceland	HMD6	HMD6	HMD6	HMD6		2018.03.26
Ireland	HMD	HMD	EUROS	EUROS		2015.11.20
Luxembourg	HMD	HMD	EUROS	EUROS		2015.10.19
Netherlands	HMD6	HMD6	HMD6	HMD6	Statline	2018.05.10
Norway	HMD	HMD	EUROS	EUROS		2015.08.28
Sweden	HMD	HMD	HMD	HMD		2017.08.28
Switzerland	HMD	HMD	EUROS	EUROS		2016.05.20
United Kingdom	HMD6	HMD6	HMD6	HMD6		2018.05.08

HMD = Human Mortality Database, protocol v5

HMD6 = Human Mortality Database, protocol v6

EUROS = Eurostat

Statline = Statline

**EUROS** = Eurostat, aangepast

**Tabel C1 Databronnen**

## Literatuur

Brouhns, N., Denuit, M. and Vermunt, J.K. (2002) A Poisson log-bilinear regression approach to the construction of projected lifetables. *Insurance: Mathematics and Economics* 31(3), pp. 373–393.

V. Kannisto. (1992). Development of the oldest – old mortality, 1950–1980: evidence from 28 developed countries. Odense University Press.

N. Li and R Lee. (2005). Coherent Mortality Forecasts for a Group of Populations: An Extension of the Lee–Carter Method. *Demography* 42(3), pp. 575–594

Teirlinck, A.C., van Asten, L., Brandsema, P.S., Dijkstra, F., Trab Damsgaard, M., van Gageldonk–Lafeber, A.B., Hooiveld, M., de Lange, M.M.A., Marbus, S.D., Meijer, A., and van der Hoek, W. (2017) Surveillance of influenza and other respiratory infections in the Netherlands: winter 2016/2017, RIVM, Bilthoven.

# APPENDIX D

## Verklarende woordenlijst

### **AOW-leeftijd**

Leeftijd waarop een persoon AOW-gerechtigd wordt.

### **Best estimate**

In deze publicatie: meest waarschijnlijke waarde voor een aan het toeval onderhevige grootheid, zoals een sterftkans, de waarde van een product of portefeuille etc.

### **Cohortlevensverwachting**

Levensverwachting gebaseerd op een prognosetafel. Dit betekent dat de levensverwachting van een individu gebaseerd is op sterftekansen uit de sterftetafel behorend bij het waarnemingsjaar waarin dat individu een zekere leeftijd heeft.

### **Deterministische prognosetafel**

Prognosetafel waarin sterftcijfers voor toekomstige jaren zijn vastgesteld op basis van een model waarin geen rekening wordt gehouden met onzekerheden. Daardoor is er 1 (deterministische) uitkomst.

### **Eurostat database**

De database van Eurostat (het statistische bureau van de Europese Unie) biedt een breed scala aan data aan, die gebruikt kunnen worden door overheden, bedrijven, de onderwijssector, journalisten en het bredere publiek.

### **Human Mortality Database (HMD)**

Internationale database met populatie- en sterftegegevens uit ruim 35 landen wereldwijd.

### **Ingegaan Nabestaandenpensioen (ingegaan NP)**

Verzekeringsvorm waarbij de nabestaande (medeverzekerde) van de hoofdverzekerde periodiek een uitkering krijgt, nadat de hoofdverzekerde is overleden.

### **Kannisto sluiting van de tafel**

Methode om sterftekansen op hoge leeftijden via extrapolatie te bepalen uit sterftekansen op lagere leeftijden.

### **Latent Nabestaandenpensioen (latent NP)**

Verzekeringsvorm –gekoppeld aan het ouderdomspensioen– waarbij een voorziening wordt opgebouwd om na overlijden van de hoofdverzekerde periodiek aan de nabestaande een uitkering kan worden gedaan, zolang deze in leven is.

### **Levensverwachting**

In de meeste publicaties wordt met het begrip levensverwachting de verwachte (resterende) levensduur van een 0-jarige bedoeld. De publicatie Prognosetafel AG2014 spreekt van een resterende levensverwachting, omdat dit begrip op elke leeftijd van toepassing is. Er kan sprake zijn van een periodelevensverwachting of een cohortlevensverwachting.

## Ouderdomspensioen (OP)

Verzekeringsvorm waarbij de verzekerde deelnemer (hoofdverzekerde) periodiek een uitkering krijgt na het bereiken van de pensioengerechtigde leeftijd en zolang deze in leven is.

## Periodelevensverwachting

Levensverwachting gebaseerd op een periodetafel.

## Periodetafel

Sterftetafel gebaseerd op gerealiseerde sterftcijfers uit een of meerdere waarnemingsjaren. Het AG hanteert voor zijn periodetafels de realisaties van sterftcijfers van 5 voorgaande kalenderjaren. Een periodetafel houdt geen rekening met sterfteontwikkelingen en veronderstelt daarmee gelijkblijvende sterftekansen voor toekomstige jaren.

## Prognoseperiode

Aantal toekomstige jaren waarin – binnen het model – een uitspraak over sterftcijfers wordt gedaan.

## Prognosetafel

Sterftetafel waarin per toekomstig jaar sterftcijfers worden weergegeven. Hierdoor is per combinatie van leeftijd en waarnemingsjaar de sterftkans beschikbaar. Het is hiermee mogelijk voor elke leeftijd en ieder (toekomstig) startjaar een resterende levensverwachting te berekenen.

## Statline

Statline is de openbare databank van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) en biedt cijfers over de economie, de Nederlandse bevolking en onze samenleving.

## Stochastisch model

Model waarin toekomstige sterftekansen niet vaststaan maar beschreven worden middels kansverdelingen.

## Stochastische prognosetafel

Prognosetafel die de uitkomst is van het gebruik van een stochastisch model en dus verschillende waarden aanneemt bij verschillende realisaties van de toevalsvariabelen (zoals te zien in simulaties).

# PROGNOSE -TAFEL AG 2018



1938 1940 1942 1944 1946 1948 1950 1952 1954 1956 1958 1960 1962 1964 1966 1968 1970 1972 1974 1976 1978 1980 1982 1984 1986 1988 1990 1992