

PROGNOSIS -TAFEL A G 2020



PROGNOSETAFEL AG 2020



colofon

Uitgave Koninklijk Actuarieel Genootschap, Groenewoudsedijk 80, 3528 BK Utrecht

telefoon: 030 686 61 50, website: www.ag-ai.nl

Vormgeving Stahl Ontwerp, Nijmegen

Druk Selection Print & Mail, Woerden

INHOUDSOPGAVE

1	Voorwoord	– 5
2	Verantwoording	– 7
3	Samenvatting	– 8
4	Inleiding Prognosetafel AG2020	– 12
4.1	Waarom maakt het AG een projectiemodel van sterftekansen?	– 12
4.2	Hoe werkt het model?	– 12
4.3	Wat is er gedaan sinds het verschijnen van Prognosetafel AG2018?	– 13
4.4	Publicatie prognosetafels op de website van het AG	– 13
5	Data	– 14
5.1	Data van Nederland en Europa zijn input voor het Prognosemodel 2020	– 14
5.2	Europese sterftedata: landen met BBP boven het Europees gemiddelde	– 14
5.3	Gegevensbereik	– 15
5.4	Waargenomen sterfte recente jaren toegenomen	– 16
5.5	Bronnen voor data: Human Mortality Database, Eurostat en CBS	– 16
6	Het prognosemodel	– 18
6.1	Ongewijzigde modelveronderstellingen	– 18
6.2	Gewijzigde modelveronderstellingen	– 19
6.3	Effecten van de gemaakte aanpassingen	– 21
6.4	Parameterschattingen	– 21
7	Uitkomsten	– 26
7.1	Definities van levensverwachting	– 26
7.2	Waarnemingen ten opzichte van AG2018	– 26
7.3	Van AG2018 naar AG2020	– 28
7.4	Prognose in perspectief	– 28
7.5	Koppeling levensverwachting op 65 jaar en pensioenrichtleeftijd in 1 ^e en 2 ^e pijler	– 30
7.6	Effecten op voorzieningen	– 31
8	De impact van de Covid-19 pandemie	– 34
8.1	Reeds geobserveerde effecten in Nederland	– 34
8.2	Mogelijke effecten op de lange termijn	– 35
8.3	Gevoeligheidsanalyse	– 35
8.4	Uitkomsten van de gevoeligheidsanalyse	– 38
	Appendices	– 41
	Appendix A – Technische beschrijving van het model	– 42
	Appendix B – Modelportefeuilles voorziening	– 51
	Appendix C – Literatuur en gehanteerde data	– 53
	Appendix D – Verklarende woordenlijst	– 55

1 VOORWOORD

Al decennialang neemt de levensverwachting toe, zowel in Nederland als in de ons omringende landen. Dit heeft grote impact op de samenleving. Voor pensioenfondsen en levensverzekeraars is inzicht in de ontwikkeling van de levensverwachting belangrijk om een inschatting van de toekomstige geldstromen te kunnen maken en zo voorzieningen vast te stellen.

Iedere twee jaar publiceert het Koninklijk Actuarieel Genootschap (AG) een nieuwe prognosetafel en geeft hiermee inzicht in de verwachte ontwikkeling van de levensverwachting in Nederland op basis van de op dat moment meest recente inzichten.

Voor u ligt de publicatie van de nieuwe Prognosetafel AG2020. Het onderliggende model is volledig transparant en heeft 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 te delen en toepasbaar te maken voor de financiële sector.

Na het verschijnen van AG2018 zijn diverse analyses uitgevoerd die ertoe hebben geleid dat het model op een aantal punten verder is verbeterd. De wijzigingen ten opzichte van AG2018 worden zowel inhoudelijk als cijfermatig toegelicht.

De impact van Covid-19 op de levensverwachting is nog moeilijk te voorspellen vanwege de geringe hoeveelheid beschikbare data en de onzekerheid over de verdere ontwikkeling van de corona epidemie naar de toekomst toe. Daarom is alleen een aantal gevoeligheidsanalyses uitgewerkt.

Ik wil hierbij de leden van de CSO en de Werkgroep Prognosetafels bedanken voor hun inzet en het vele werk dat is verricht in de afgelopen twee jaar.

Wies de Boer AAG
Voorzitter Commissie Sterfte Onderzoek

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 Koninklijk Actuarieel Genootschap (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 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 AG2014. De Prognosetafel AG2016 is gebaseerd op hetzelfde model als 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 AG2016 is een aantal zaken nader onderzocht, maar dit heeft niet tot aanpassingen in het model geleid. AG2018 was daarom gebaseerd op hetzelfde model als AG2016. In de afgelopen twee jaar zijn opnieuw analyses uitgevoerd en deze analyses hebben nu wel geleid tot enkele aanpassingen in het model. Door deze aanpassingen is een robuuster model ontstaan en dit model vormt de basis voor AG2020.

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 2020 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
drs. E.J. Slagter FRM
prof. dr. ir. M.H. Vellekoop, vicevoorzitter
ir. R.E.J.M. Waucomont AAG
M.A. van Wijk MSc 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 Prognosetafels bestaat medio 2020 uit de volgende leden:

M.J.A. Klein MSc AAG, voorzitter
F. van Berkum PhD
F.J. Cuijpers MSc AAG
ir. drs. J.H. Tornij PDEng
J.I. Tol MSc AAG
drs. B.G. ter Veer AAG
W. van Wel MSc AAG
K. Wittekoek MSc

De Werkgroep heeft in het kader van haar opdracht diverse analyses uitgevoerd om te komen tot de AG2020-prognose. Deze analyses hebben het inzicht vergroot en tot aanpassingen in het model geleid. De CSO heeft de AG2020-prognose, zoals vastgesteld door de Werkgroep, gevalideerd.

3 SAMENVATTING

Met de publicatie van de Prognosetafel AG2020 presenteert het AG zijn meest recente inschatting van de toekomstige sterfte voor de Nederlandse bevolking. De Prognosetafel AG2020 vervangt de Prognosetafel AG2018.

De belangrijkste kenmerken van de Prognosetafel AG2020 zijn:

- Met de Prognosetafel AG2020 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 sterfte.
- De Prognosetafel AG2020 is, naast op 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.
- De Prognosetafel AG2020 is gebaseerd op een stochastisch model, waardoor het voor pensioenfondsen en verzekeraars mogelijk is verschillende sterftescenario's te genereren.

Na het verschijnen van AG2018 zijn diverse analyses uitgevoerd om tot de Prognosetafel AG2020 te komen. Deze zijn mede ingegeven door vragen en opmerkingen vanuit de beroepsgroep. Met deze analyses zijn mogelijkheden onderzocht om het model verder te verfijnen. De keuze voor het AG2020 model heeft plaatsgevonden op basis van een aantal statistische modelselectiecriteria uit de wetenschap. Modeluitkomsten moeten daarnaast plausibel en uitlegbaar zijn. Ook de stabiliteit en robuustheid van het model is een belangrijke factor. Tenslotte is coherentie een belangrijk criterium en dat betekent dat de toekomstige sterfte in Nederland en in de geselecteerde Europese landen niet substantieel gaat divergeren.

Dit alles heeft uiteindelijk geleid tot twee aanpassingen in het model, welke in hoofdstuk 6 uitgebreid worden toegelicht. Beide aanpassingen hebben betrekking op de modellering van de Nederlandse afwijking ten opzichte van de Europese landen:

1. Er worden constante termen toegevoegd aan de modellering van de Nederlandse afwijking bij zowel mannen als vrouwen. Dit betekent dat de tijdreeksen die de verschillen tussen Nederland en de andere landen beschrijven, convergeren naar waarden die niet verondersteld worden nul te zijn.
2. De modellering van de Nederlandse afwijking maakt niet langer gebruik van data vanaf 1970 maar vanaf 1983. Nederlandse data vanaf 1970 wordt nog wel gebruikt als onderdeel van de modellering van de Europese sterftetrend.

De veranderingen in de Prognosetafel AG2020 ten opzichte van de Prognosetafel AG2018 zijn het gevolg van (1) de hiervoor genoemde twee aanpassingen in het model en (2) het toevoegen van nieuwe sterftedata voor Nederland en Europa.

In tabel 3.1 worden de effecten van de nieuwe prognosetafel getoond. Daarin is te zien dat de levensverwachting bij geboorte voor zowel mannen als vrouwen met circa één jaar afneemt. De resterende levensverwachting voor een 65-jarige daalt met ongeveer een half jaar. Vooral de modelwijziging zorgt voor deze neerwaartse bijstelling in de prognose. De impact van het toevoegen van nieuwe sterftedata is aanzienlijk kleiner.

Cohortlevensverwachting in 2021	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2018	90,2	92,7	20,5	23,3
Modelwijziging	-0,8	-0,6	-0,5	-0,2
Toevoegen nieuwe data	-0,1	-0,4	0,0	-0,2
AG2020	89,3	91,7	20,0	22,9

Tabel 3.1 Cohortlevensverwachting in 2021

Conclusie is dat de levensverwachting in de toekomst naar verwachting nog steeds zal stijgen, maar dat deze stijging naar verwachting minder snel zal verlopen in vergelijking met AG2018.

Voor verschillende voorbeeldfondsen is in hoofdstuk 7 de impact op de voorzieningen en premie doorgerekend van de doorgevoerde wijzigingen.

Voor een gemiddeld fonds neemt de voorziening met ongeveer 2% af bij een rekenrente van 1%. In tabel 3.2 is de impact op de voorziening van de overgang van AG2018 naar AG2020 voor een gemiddelde modelportefeuille in twee stappen uitgesplitst.

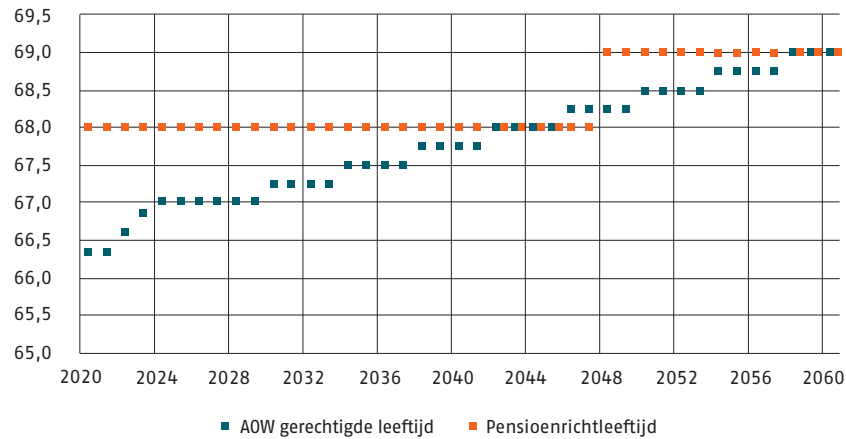
Effect VPV 1% rekenrente	Gemiddeld	
	Mannen	Vrouwen
Modelwijziging	-1,6%	-1,4%
Data-update	-0,5%	-0,8%
Totaal	-2,1%	-2,2%

Tabel 3.2 Impact op voorziening voor modelportefeuille gemiddeld bij een rekenrente van 1%

Zichtbaar is dat meer dan 2/3^e deel van de daling van de voorziening wordt verklaard door de modelwijziging.

De impact op de premie is groter dan op de voorziening, dit komt door de gemiddeld langere projectiehorizon. De pensioenpremie laat een daling van 2,5 tot 3% zien bij een rekenrente van 1%.

Tevens is onderzocht wat de verwachte ontwikkeling van de AOW-leeftijd en pensioenrichtleeftijd is wanneer gebruik zou worden gemaakt van de nieuwste inzichten op basis van de Prognosetafel AG2020 en de aanpassingen uit het principeakkoord van 5 juni 2019. In grafiek 3.1 worden de uitkomsten samengevat. We willen hierbij nadrukkelijk vermelden dat de daadwerkelijke verhoging van de AOW-leeftijd en de pensioenrichtleeftijd is gekoppeld aan de ramingen van het CBS waardoor deze waarden als indicatief moeten worden beschouwd.



Grafiek 3.1 Ontwikkeling AOW-gerechtigde leeftijd en pensioenrichtleeftijd op basis van AG2020. De verhoging van de AOW-gerechtigde leeftijd gebeurt in stappen van drie maanden. Volgens de AG2020-prognose stijgt de AOW-leeftijd in 2030 naar 67 jaar en 3 maanden en in 2042 naar 68 jaar.

De impact van Covid-19 op de levensverwachting is nog moeilijk te voorspellen. De uitbraak vond plaats in 2020 en er is daardoor nog maar beperkt data beschikbaar. De toekomstige ontwikkelingen rondom dit virus zijn nog ongewis en het is momenteel nog onduidelijk of sprake zal zijn van een blijvend effect. In de prognose zijn daarom de effecten van 2020 nog niet meegenomen. Om wel wat inzicht te geven in de mogelijke impact op de levensverwachting zijn twee gevoeligheidsanalyses doorgerekend:

- Een analyse die alleen rekening houdt met de oversterfte tot medio 2020.
- Een andere analyse die er rekening mee houdt dat we in de tweede helft van 2020 nogmaals de oversterfte uit de eerste helft van 2020 krijgen.

In de eerste analyse is de gemiddelde levensverwachting bij geboorte ongeveer een half jaar lager dan bij de AG2020 prognose. In de tweede analyse daalt de gemiddelde levensverwachting meer dan een jaar. Bij mannen is het effect sterker dan bij vrouwen.

4 INLEIDING PROGNOSETAFEL AG2020

Met de publicatie van de Prognosetafel AG2020 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 de sterftetekansen per leeftijd per toekomstig jaar voor mannen en vrouwen.

Deze inleiding beschrijft waarom de prognose wordt gemaakt, hoe het model werkt en welke werkzaamheden zijn uitgevoerd sinds het verschijnen van de Prognosetafel AG2018.

4.1 Waarom maakt het AG een projectiemodel van sterftetekansen?

Het AG publiceert tweejaarlijks een prognosemodel waarmee de sterftetekansen van de Nederlandse bevolking kunnen worden geprognoseerd. Dit model is onder andere relevant voor pensioenfondsen en verzekeraars. Het prognosemodel kan gebruikt worden voor de bepaling van de voorzieningen die pensioenfondsen en verzekeraars aanhouden, waarbij desgewenst nog rekening kan worden gehouden met de fonds- of portefeuille specifieke ervaringssterfte. Pensioenen worden veelal 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 en maakt uitsluitend gebruik van publiekelijk beschikbare gegevens. 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.

4.2 Hoe werkt het model?

De prognoses zijn gebaseerd op een stochastisch model. Hierdoor kan een beeld worden gegeven van de onzekerheid in de ontwikkeling van de levensverwachting.

Het model schat parameters die de historische ontwikkeling van de Europese sterfte in landen met een vergelijkbare welvaart als Nederland zo goed mogelijk beschrijven. Op basis van deze parameters kan een projectie naar de toekomst worden gemaakt voor deze landen. Deze projectie is stabiel door de omvangrijke dataset. Tevens worden parameters geschat die de historische afwijking tussen sterfte in Nederland en deze Europese landen beschrijven.

Vanaf 1970 is duidelijk waar te nemen dat de verschillen in sterftetekansen tussen de Europese landen afnemen. Daarnaast laat de ontwikkeling van de periodelevensverwachting decennialang een vergelijkbare stijgende trend zien. Zie hiervoor de figuren 5.1 en 5.2 in hoofdstuk 5.

De huidige inschatting is dat in de toekomst de levensverwachting verder zal toenemen. De beweging van de levensverwachting is de optelsom van zaken die de levensverwachting (positief of negatief) beïnvloeden. In onze prognose houden we er impliciet rekening mee dat er, evenals in het verleden, steeds nieuwe ontwikkelingen 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 verbeteringen in de levensverwachting die we in het verleden hebben gezien hadden ook meerdere oorzaken, zoals bijvoorbeeld wijzigingen in rookgedrag, de verbetering in de behandeling van hart- en vaatziekten en een toenemende aandacht voor een gezonde levenswijze.

De uitbraak van het Covid-19 virus kan ook invloed hebben op de levensverwachting. Op dit moment is het lastig deze effecten goed in te schatten, omdat veel nog onzeker is. Alhoewel er in 2020 sprake zal zijn van een forse oversterfte, is het nog niet duidelijk wat de gevolgen zullen zijn in de jaren daarna. Het al dan niet beschikbaar komen van een vaccin is hierbij van groot belang. In hoofdstuk 8 wordt ingegaan op de mogelijke effecten van Covid-19 door een aantal gevoeligheidsanalyses door te rekenen. Aangezien daarbij extrapolatietechnieken toegepast moesten worden voor datapunten die nog niet beschikbaar waren, zijn deze gevoeligheidsanalyses geen bestaand onderdeel van het AG2020-model.

4.3 Wat is er gedaan sinds het verschijnen van Prognosetafel AG2018?

Er zijn diverse analyses uitgevoerd om te onderzoeken of het model verder verfijnd kan worden. De uitgevoerde analyses zijn mede ingegeven door vragen en opmerkingen vanuit de beroepsgroep na het verschijnen van AG2018. Op basis van de uitgevoerde analyses zijn twee aanpassingen gedaan. Allereerst zijn constante termen toegevoegd aan de projectie van de Nederlandse afwijking van Europa. Daarnaast is de steekproeflengte voor de Nederlandse afwijking ingekort. Het prognosemodel AG2020 is hiermee verder verbeterd en voldoet aan de criteria die de CSO aan een goed model stelt.

4.4 Publicatie prognosetafels op de website van het AG

Het AG heeft de Prognosetafel AG2020, met daarin de technische beschrijving van het prognosemodel, gepubliceerd op haar website, zie www.ag-ai.nl/ActuarieelGenootschap/Publicaties. Ook staan daar de Excelsheets met de datasets die gebruikt kunnen worden om de schattingen van de parameters in het model te reproduceren.

5 DATA

5.1 Data van Nederland en Europa zijn input voor het Prognosemodel 2020

Voor het huidige Prognosemodel AG2020 worden gelijksoortige data gehanteerd als voor het Prognosemodel AG2018. Dit betekent dat, naast de sterftedata van 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 levensverwachting tussen deze Europese landen afnemen. Daarnaast laat de periodelevensverwachting in deze landen decennialang een vergelijkbare stijgende trend zien. Zie hiervoor Figuur 5.1 en Figuur 5.2.

Vanwege deze duidelijke overeenkomsten is met ingang van Prognosemodel AG2014 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, waardoor een robuuster model ontstaat. De verwachting is dat de opeenvolgende prognoses stabiel zijn dan wanneer alleen uit zou worden gegaan van Nederlandse data.

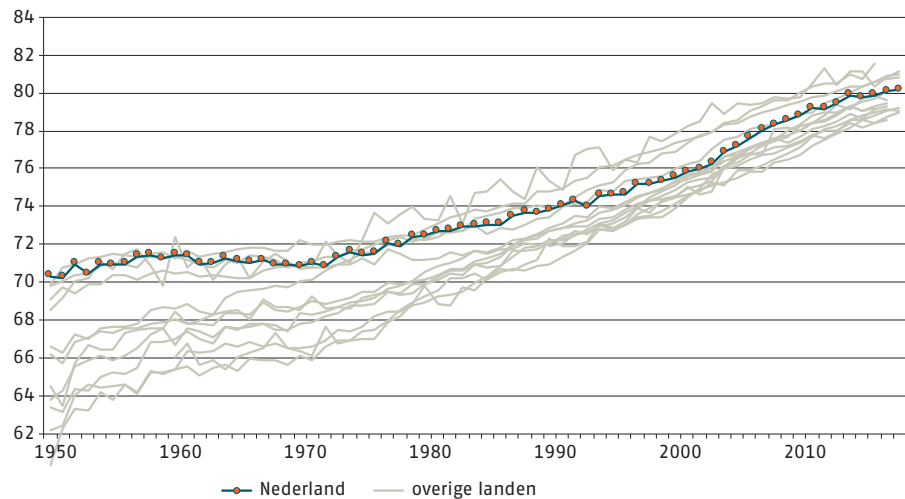
5.2 Europese sterftedata: landen met BBP boven het Europees gemiddelde

Het prognosemodel maakt gebruik van sterftedata van Europese 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.

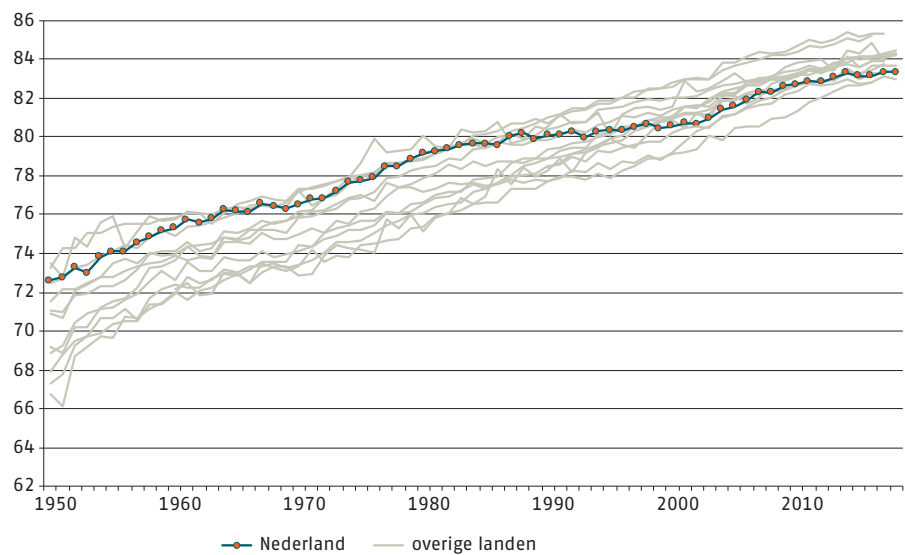
De selectie van landen is bij de publicatie van Prognosemodel AG2014 voor de eerste keer uitgevoerd. In de loop van de tijd kunnen echter andere landen eveneens gaan voldoen aan het selectiecriterium van een BBP boven het Europees gemiddelde, of kunnen landen hier juist niet meer aan voldoen. Bij de totstandkoming van AG2020 leidt dit criterium nog tot dezelfde set aan landen.

5.3 Gegevensbereik

Figuur 5.1 en Figuur 5.2 tonen de historische ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte in Nederland en de geselecteerde Europese landen sinds 1950. In de figuren is te zien dat in het eerste deel van deze periode de levensverwachtingen in de geselecteerde landen met name voor mannen behoorlijk uiteen liggen. Vanaf 1970 is een stabiele ontwikkeling te zien in de levensverwachtingen van zowel mannen als vrouwen. Om het Europese deel van het model te schatten, waar Nederland onderdeel van uitmaakt, gebruiken we de data vanaf 1970 tot en met 2018. Voor de Nederlandse afwijking gebruiken we data vanaf 1983 tot en met 2019.



Figuur 5.1 Periodelevensverwachting bij geboorte mannen



Figuur 5.2 Periodelevensverwachting bij geboorte vrouwen

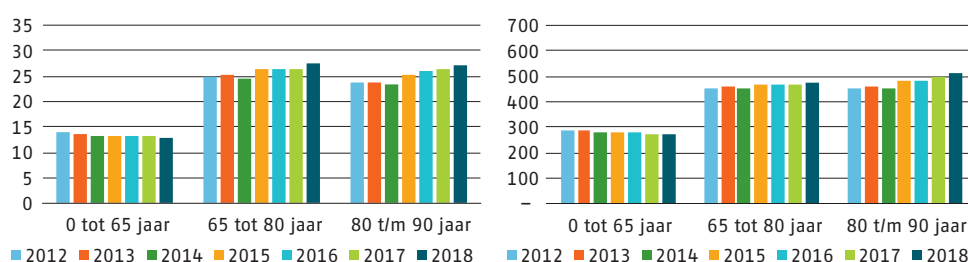
Figuur 5.1 en Figuur 5.2 laten zien dat de levensverwachting in Nederland na 1970 minder hard is gestegen dan gemiddeld in de geselecteerde Europese landen. Dit is met name het geval voor vrouwen, sinds het begin van de jaren tachtig. Het verschil tussen Nederlandse en Europese vrouwen valt nog meer op wanneer wordt gekeken naar de onderliggende sterftkansen. In hoofdstuk 6 wordt hier dieper op ingegaan en wordt

toegelicht wat deze vertraging (ten opzichte van andere Europese landen) betekent voor het Prognosemodel AG2020.

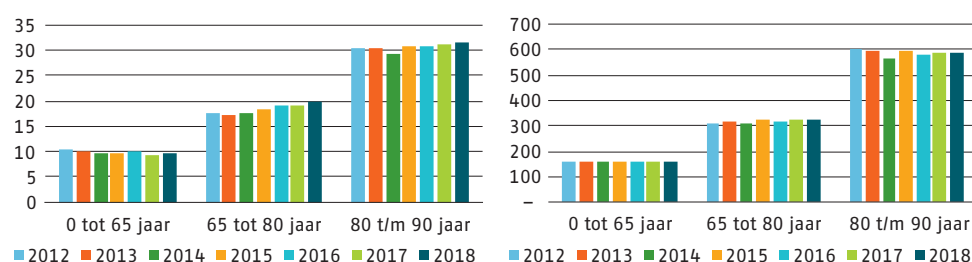
5.4 Waargenomen sterfte recente jaren toegenomen

In de publicatie van het Prognosemodel AG2018 is aandacht geschonken aan oversterfte in de jaren 2016 en 2017 als gevolg van onder andere een griepgolf in het seizoen 2016/2017. Hierdoor viel de sterfte met name voor de hogere leeftijden hoger uit dan verwacht mocht worden op basis van het Prognosemodel AG2016. Dit gold zowel voor Nederland als voor de geselecteerde Europese landen.

Voor de waarnemingsjaren 2017 en 2018 is de sterfte eveneens hoger dan verwacht voor met name de hogere leeftijden. Ook dit kan onder andere worden toegeschreven aan het griepseizoen 2017/2018. Niet alleen in Nederland is de sterfte door met name griep in recente jaren hoger dan gemiddeld, ook in andere Europese landen is dit het geval^{1,2}. 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 5.3 en Figuur 5.4. Daarin staan de aantallen overlijdensgevallen per jaar voor Nederland en voor Europa. Te zien is dat de sterfte in met name het jaar 2018 in de leeftijdscategorie boven de 65 jaar hoger was dan in de jaren ervoor. Voor mannen is dit zowel zichtbaar in Nederland als in Europa, voor vrouwen blijkt dit vooral in Nederland zo te zijn.



Figuur 5.3 Aantal overlijdensgevallen mannen (x1.000) in periode 2012-2018 in Nederland (links) en Europa (rechts)



Figuur 5.4 Aantal overlijdensgevallen vrouwen (x1.000) in periode 2012-2018 in Nederland (links) en Europa (rechts)

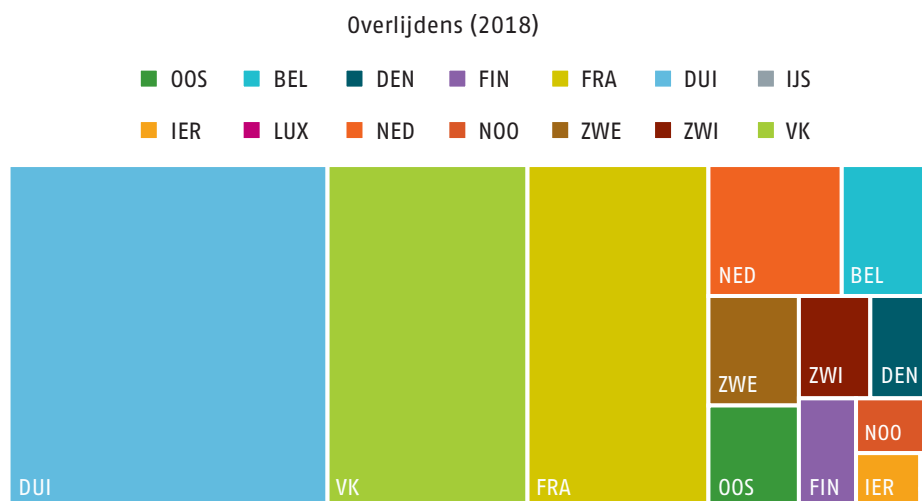
5.5 Bronnen voor data: Human Mortality Database, Eurostat en CBS

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 2019 gebruik gemaakt van gegevens van het CBS. Waar nodig zijn Eurostat-data aangepast om consistentie met de HMD te waarborgen. Dit speelt in 2018 bij sterftetekansen voor overzeese gebieden van Frankrijk, zie Appendix C.

1 – CBS (2018), 'Meer sterfgevallen in wintermaanden', CBS. URL bezocht op 18 mei 2020.

2 – EuroMOMO (2020), Graphs and Maps, EuroMOMO. URL bezocht op 18 mei 2020.

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 115 miljoen overlijdensgevallen. Onderstaande figuur toont voor het jaar 2018 hoe deze overlijdensgevallen verdeeld zijn over de verschillende landen.



Figuur 5.5 Verdeling overlijdensgevallen (mannen + vrouwen) in 2018 naar landen

6 HET PROGNOSEMODEL

Elke twee jaar schat de Commissie Sterfte Onderzoek in samenwerking met de Werkgroep een nieuw prognosemodel, waarmee een best estimate van toekomstige sterftetekansen kan worden bepaald en waarmee tevens stochastische scenario's gegenereerd kunnen worden. In de daaraan voorafgaande analyses wordt gekeken of het verstandig is om modelwijzigingen door te voeren. Bij de overgang van AG2016 naar AG2018 was dat niet het geval. De Commissie heeft besloten om voor AG2020 wel een aantal zaken te veranderen. In dit hoofdstuk worden die veranderingen beschreven en gemotiveerd.

Eerst worden de uitgangspunten van de aanpak besproken en wordt aangegeven waarom op sommige punten aanpassingen gewenst zijn. Vervolgens worden de nieuwe keuzes in detail uitgelegd en de gevolgen van die veranderingen voor de sterfteprognose inzichtelijk gemaakt.

6.1 Ongewijzigde modelveronderstellingen

Net als in eerdere jaren is de prognose gebaseerd op het zo goed mogelijk doortrekken van trends uit het verleden. Daarbij wordt opnieuw expliciet rekening gehouden met het feit dat *sterftetekansen* niet geobserveerd kunnen worden omdat we alleen daadwerkelijke *sterftefrequenties* in een beperkte steekproef observeren. Het zo goed mogelijk meenemen van de onzekerheid die dit met zich meebrengt, betekent dat parameters in het model geschat worden met behulp van een statistisch model.

De onzekerheid in toekomstige prognoses kan expliciet zichtbaar gemaakt worden door stochastische scenario's voor toekomstige sterfte te definiëren naast de best estimates van sterftetekansen. Dit biedt verzekeraars en pensioenfondsen de mogelijkheid om voor het asset en liability management naast stochastische paden voor grootheden zoals rente, inflatie en aandelenkoersen ook stochastische paden voor sterfte te genereren. Deze mogelijkheid onderscheidt de Nederlandse aanpak van die in veel andere landen, waar alleen een sterftetafel opgeleverd wordt door de actuariële genootschappen.

De belangrijkste uitgangspunten voor AG2020 zijn ongewijzigd:

De prognose is gebaseerd op publiekelijk beschikbare gegevens over sterfte in Nederland en een aantal vergelijkbare landen in Europa.

In Hoofdstuk 5 is de gebruikte dataset uitgebreid besproken. Net als in voorgaande jaren streeft de Commissie ernaar dat de kalibratie van de parameters door iedereen zelf kan worden gerepliceerd. Daartoe wordt in Appendix A een volledige omschrijving van de gebruikte schattingsprocedure gegeven. Alle benodigde datasets zijn te vinden op de AG-website.

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

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

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

6 – We merken op dat dit niet betekent dat de afwijking tussen Nederland en de overige landen ook naar nul convergeert want het model kent naast deze tijdreeks ook een constant verschil dat niet verandert in de tijd (aangegeven met α_x in de modelspecificatie).

7 – De autoregressieve parameters waren voor mannen en vrouwen respectievelijk 0.975 en 0.993. De kritische grens voor deze parameters is gelijk aan 1.

Het model maakt opnieuw gebruik van het feit dat de sterfteontwikkelingen in de geselecteerde groep Europese landen een duidelijke lineaire trend laten zien in termen van de hazard rates op logaritmische schaal, zoals we later in dit hoofdstuk zullen laten zien. Dat maakt het natuurlijk om een *random walk with drift* model te gebruiken. Als we vervolgens de Nederlandse hazard rates met de Europese vergelijken op dezelfde logaritmische schaal, dan zien we dat er jaarlijkse fluctuaties optreden, maar er lijkt geen sprake te zijn van divergentie. Daarom is voor de Nederlandse afwijking opnieuw gekozen voor een *autoregressief proces van de eerste orde*.

Mannen en vrouwen worden niet apart maar gezamenlijk gemodelleerd.

Afhankelijkheden tussen de ontwikkelingen bij mannen en vrouwen en tussen de ontwikkelingen in Nederland en elders in Europa zijn expliciet meegenomen in de modellering. Er zijn vier stochastische processen die de jaarlijkse veranderingen in sterftetekansen beschrijven. Twee gaan over de dynamica in Europa (één voor mannen en de ander voor vrouwen) en de andere twee genereren de Nederlandse afwijking van de Europese beweging voor beide geslachten. Mogelijke afhankelijkheden tussen deze vier processen worden toegestaan door alle onderlinge correlaties te schatten tijdens de kalibratie.

Voor hoge leeftijden wordt de gebruikelijke sluitingsmethode van Kannisto gebruikt.

De relatief kleine aantallen waarnemingen die er zijn voor mensen met hogere leeftijden maken die gegevens minder betrouwbaar voor het inschatten van sterftetekansen. Het aan het begin van deze paragraaf genoemde verschil tussen geobserveerde sterftefrequenties en de in te schatten sterftetekansen is daar mogelijk groot. Daarom worden sterftetekansen voor leeftijden boven de 90 net als in AG2018 bepaald door extrapolatie van sterftetekansen voor lagere leeftijden onder de aanname dat het verloop op hoge leeftijden overeenstemt met de parametrisering van Kannisto.³

De meetruis, het verschil tussen geobserveerde sterftefrequenties en de onderliggende sterftetekansen, heeft een Poisson verdeling.

Het uitgangspunt voor AG2020 is opnieuw een Li-Lee model⁴ dat lineaire specificaties voor hazard rates in de Europese landen en de Nederlandse afwijking combineert. In tegenstelling tot dat model modelleren we meetruis expliciet⁵ en staan we afhankelijkheden tussen de verschillende stochastische drivers toe.

6.2 Gewijzigde modelveronderstellingen

6.2.1 Motivatie voor aanpassingen

Bij het opstellen van de vorige prognosetafel in 2018 en tijdens de daaropvolgende discussies in het actuariële werkveld zijn diverse voor- en nadelen van de aanpak geformuleerd. We bespreken hieronder een aantal punten die daarbij relatief vaak genoemd werden.

Convergeren de tijdsreeksen voor het verschil tussen Nederland en de andere Europese landen in verwachting naar nul?

In AG2018 wordt de expliciete aanname gemaakt dat de tijdreeksen die de afwijking tussen de logaritmische hazard rates in Nederland en de andere geselecteerde Europese landen beschrijven in verwachting naar nul convergeren.⁶ De parameter die beschrijft hoe snel die convergentie plaatsvindt, bepaalt ook de stabiliteit van het model. Tijdens de kalibratie in 2016 en 2018 bleek al dat het model weliswaar stabiel is, maar dat de waarden van de betreffende parameter voor zowel mannen als vrouwen dicht bij de kritische grens voor stabiliteit ligt.⁷ Dat roept de vraag op of een stabiel model gevonden zou worden als we toestaan dat de verwachtingswaarden voor deze tijdreeksen naar andere waarden dan nul convergeren.

Hoe lang moet de historie zijn die meegenomen wordt bij het maken van de prognose?

Als convergentie naar andere waarden mogelijk is, roept dit ook de vraag op of die waarden constant zijn in de tijd en, meer specifiek, of ze sinds 1970 onveranderd zijn gebleven. Die vraag sluit aan bij de keuze van de historische dataset die gebruikt wordt voor de kalibratie en dat is een onderwerp waar bij eerdere publicaties van prognoses vragen over gesteld zijn vanuit het actuariële veld.

De keuze om de datareeksen te beginnen bij 1970 is ingegeven door het relatief stabiele patroon in Europese sterftekarakteristieken sinds dat jaartal. De effecten van negatieve invloeden zoals roken, aids en toenemende obesitas aan de ene kant en positieve ontwikkelingen zoals successen in de strijd tegen kanker en hart- en vaatziekten aan de andere kant, hebben samen tot een nauwelijks veranderende trend in logaritmische hazard rates geleid binnen de geselecteerde groep Europese landen. De geobserveerde fluctuaties in de Nederlandse afwijking van die trend sinds 1970 zijn minder eenduidig. Er zijn perioden van toename en afname zichtbaar die convergentie (in verwachting) naar nul minder aannemelijk maken als alleen recente data beschouwd worden. Voor het inschatten van de verwachte waarde van het verschil tussen Nederland en andere Europese landen op de lange termijn kan het daarom verstandig zijn niet alle data vanaf 1970 mee te nemen.

6.2.2 Gemaakte aanpassingen

Op grond van bovenstaande overwegingen heeft de Commissie besloten twee wijzigingen door te voeren.

De Europese dataset start in 1970, de dataset voor de Nederlandse afwijking start in 1983.

De keuze om voor Nederland het jaar 1983 te nemen als startjaar voor de kalibratiedata en het startpunt voor de Europese data ongewijzigd te laten, is ingegeven door een uitgebreide analyse van de betreffende tijdreeksen. De Werkgroep heeft ook diverse andere varianten geanalyseerd, waaronder specificaties waarbij ook de kalibratieperiode voor Europa aangepast werd, specificaties met verschillende kalibratieperioden voor mannen en vrouwen en varianten waarbij de mogelijke afhankelijkheid tussen Europese veranderingen en de Nederlandse afwijking uitgesloten werd. In haar afwegingen rondom de modelkeuze heeft de Commissie gekeken naar statistische modelselectiecriteria zoals de log-likelihood, de AIC- en BIC-waarden,⁸ en ook naar de robuustheid en stabiliteit van gefitte modellen en de plausibiliteit van prognoses op de lange termijn. Wanneer de start van de kalibratieperiode meegegeven werd als vrije parameter in modelselectieprocedures, leidde dat overigens ook in vrijwel alle andere specificaties tot een keuze voor het jaar 1983 op grond van de tijdreeks voor de vrouwen. Dit heeft uiteindelijk tot deze keuze geleid.

De tijdreeksen die de verschillen tussen Nederland en de andere landen beschrijven convergeren naar waarden die niet langer verondersteld worden nul te zijn.

Die limietwaarden zijn nu nieuwe parameters die meegenomen worden in de kalibratie, omdat er nieuwe constante termen toegevoegd worden aan de autoregressieve processen die de Nederlandse afwijking beschrijven. Dit leidt tot een verandering in de *verwachting* van het verschil op langere termijn. Omdat de variantie van de tijdreeksen niet naar nul gaat in de tijd, zullen er altijd fluctuaties rondom die verwachte waarde blijven. Wel zullen de Nederlandse sterftetekansen blijven dalen in verwachting: de Nederlandse afwijking wordt immers opgeteld bij de dalende Europese trend.

8 – Het Akaike Information Criterion (AIC) en het Bayesian Information Criterion (BIC) zijn grootheden die de plausibiliteit van een gefit model meten door middel van een log-likelihood term, maar onnodige complexiteit proberen te vermijden door een "straffterm" toe te voegen die oploopt naarmate meer parameters gebruikt worden in het model.

6.3 Effecten van de gemaakte aanpassingen

De beschreven aanpassingen beïnvloeden een aantal eigenschappen van het model.

De tijdreeksen voor de Nederlandse afwijking worden stabiel

De ingeschatte parameters die de snelheid van convergentie (in verwachting) bepalen voor de tijdreeksen van de Nederlandse afwijking liggen nu aanzienlijk verder van de kritische grens. Door het invoeren van de twee nieuwe constanten en de nieuwe datapunten sinds 2017 veranderen ook de inschattingen van de Europese trend enigszins, maar niet veel.

De consistentie van het model verbetert

Een belangrijke eigenschap van ieder prognosemodel is *tijdsconsistentie*. Daarmee wordt bedoeld dat in een scenario waarbij gerealiseerde sterftetekansen exact overeenkomen met een prognose, een herschatting van het model de parameters onveranderd zou moeten laten. In de praktijk zullen er altijd kleine afwijkingen ontstaan omdat er na toevoeging van nieuwe datapunten meer waarnemingen zijn waardoor de onzekerheid in schatters verandert. De tijdreeksen veranderen ook omdat het gebruikelijk is om die na het toevoegen van nieuwe datapunten te herschalen om ze gemiddeld nul te laten zijn. Het toevoegen van de extra twee parameters (constanten) leidt tot een sterkere vorm van tijdsconsistentie, die niet meer afhangt van de methode die gebruikt wordt voor herschaling. Bovendien komt een prognose voor enkel de Europese landen (zonder de Nederlandse data apart⁹ mee te nemen) dan overeen met de prognose voor die landen, wanneer Nederlandse gegevens wel meegenomen worden. Dat betekent dat alle andere Europese landen in onze *peer group* dezelfde Europese prognose zouden vinden als Nederland indien zij de methodiek van AG2020 toe zouden passen.

6.4 Parameterschattingen

In hoofdstuk 7 worden de uitkomsten van het model besproken. In deze paragraaf bespreken we de schattingsresultaten van AG2020, die deze uitkomsten bepalen. De details van de gebruikte schattingsprocedure zijn te vinden in Appendix A. De onderliggende éénjarige sterftetekansen worden bepaald door hazard rates te modelleren, namelijk de hazard rates van Europa, $\mu^{g,EU}(t)$, voor jaar t , leeftijd x en geslacht g , en de hazard rates van de Nederlandse afwijking van Europa, $\mu_x^{g,NL}(t)$, voor jaar t , leeftijd x en geslacht g . We modelleren de logaritme van de hazard rates als volgt:

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

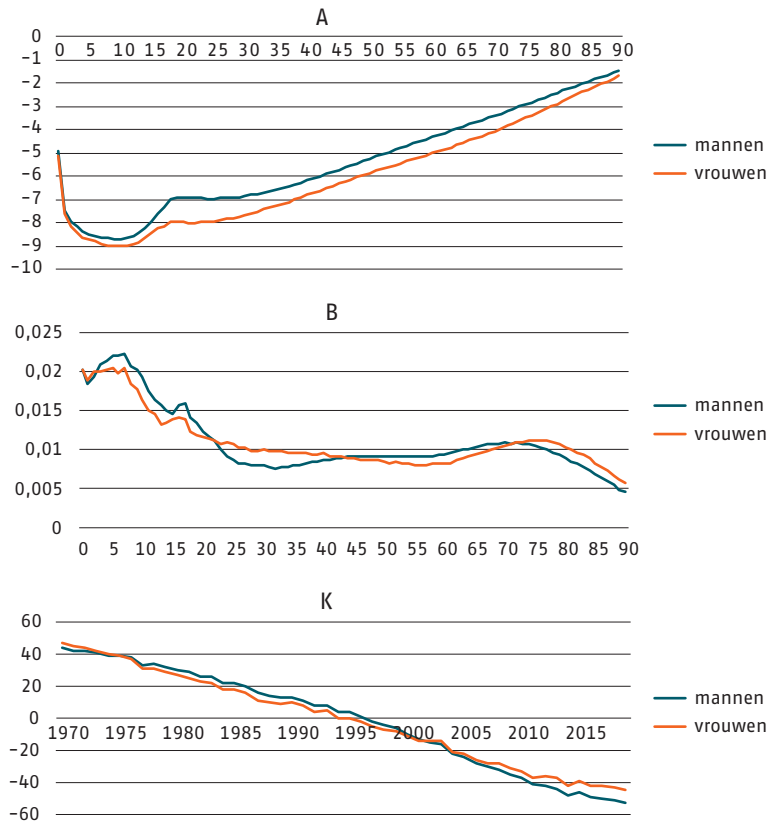
$$\ln(\mu_x^{g,NL}(t)) = \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g$$

De hazard rates van Nederland, aangegeven met $\mu_x^g(t)$, volgen dan uit de vergelijking

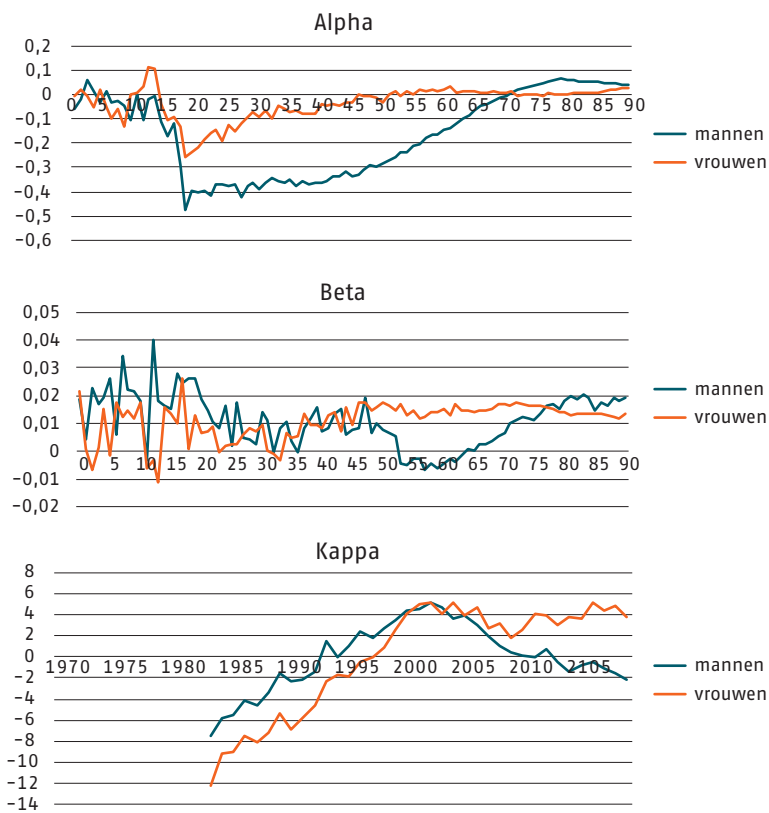
$$\ln(\mu_x^g(t)) = \ln(\mu_x^{g,EU}(t)) + \ln(\mu_x^{g,NL}(t)).$$

Figuur 6.1 toont de parameterschattingen van de hazard rates op logaritmische schaal. De bovenste drie figuren (Figuur 6.1a) tonen de parameters voor Europa en de onderste drie figuren (Figuur 6.1b) laten de parameters zien voor de Nederlandse afwijking. De linkerfiguur toont het vaste leeftijdsspecifieke effect (respectievelijk A_x^g en α_x^g). Het product van de waarden in de middelste figuur en rechterfiguur geeft een leeftijdsafhankelijk tijdseffect ($B_x^g K_t^g$ en $\beta_x^g \kappa_t^g$): de rechterfiguur toont de gemiddelde verbetering per jaar over alle leeftijden (K_t^g en κ_t^g), terwijl de middelste figuur leeftijdsspecifiek is (B_x^g en β_x^g) en de mate van verandering voor die leeftijd weergeeft. De interpretatie van de afzonderlijke figuren hangt samen met de gekozen normalisatie, maar de resulterende geschatte hazard rates zijn niet afhankelijk van deze normalisatie.

9 – We spreken hier over het “apart” meenemen van de Nederlandse waarnemingen omdat bij het enkel gebruik maken van de Europese data, de Nederlandse datapunten natuurlijk nog wel onderdeel zijn van die geaggregeerde dataset.



Grafiek 6.1a Parameterschattingen AG2020 model: parameters voor de Europese landengroep



Grafiek 6.1b Parameterschattingen AG2020 model: parameters voor de Nederlandse afwijking

De uitkomsten voor Europa in Figuur 6.1a laten zien dat er voor alle getoonde leeftijden voor zowel mannen als vrouwen een dalende trend is in de hazard rates. De waarden van B_x^g zijn immers positief terwijl de tijdreeksen K_t^g dalen. De trend voor lagere leeftijden is in het algemeen sterker (dalend) dan die voor hogere leeftijden, want de waarden in de middelste figuur zijn meestal hoger voor lagere leeftijden.

De uitkomsten voor de Nederlandse afwijking in Figuur 6.1b tonen een meer gevarieerd beeld. Voor vrouwen zien we in de rechterfiguur een tijdreeks die stijgt tot het jaar 2002, en daarna min of meer vlak verloopt. De leeftijdsspecifieke effecten in de middelste figuur zijn bij de vrouwen voor de meeste leeftijden positief. Dit betekent voor deze leeftijden dat het verschil in logaritmische hazard rates tussen Nederland en Europa, dat wil zeggen $\ln(\mu_x^{v,NL}(t)) = \ln(\mu_x^v(t)) - \ln(\mu_x^{v,EU}(t))$, tot 2002 groter wordt en daarna min of meer gelijk blijft. Voor mannen zien we in de dezelfde figuur een tijdreeks die stijgt tot 2002, en daarna daalt. Ook voor mannen zijn de leeftijdsspecifieke effecten van de middelste figuur voor de meeste leeftijden positief. Voor deze leeftijden wordt het verschil in logaritmische hazard rates tussen Nederland en Europa, $\ln(\mu_x^{m,NL}(t)) = \ln(\mu_x^m(t)) - \ln(\mu_x^{m,EU}(t))$, dus groter tot 2002 en daarna weer kleiner.

Om de toekomstige hazard rates in te schatten zijn de tijdseffecten van Europa (K_t^g) gemodelleerd volgens een random walk met drift. De tijdseffecten van de Nederlandse afwijking (κ_t^g) zijn gemodelleerd volgens een eerste orde autoregressief AR(1)-model (inclusief de nieuwe constante termen c^g). Dit leidt tot de volgende vergelijkingen, met parameters θ^g , a^g en c^g en storingstermen ϵ_t^g en δ_t^g :

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

$$\kappa_t^g = a^g \kappa_{t-1}^g + c^g + \delta_t^g$$

Tabel 6.1 geeft de schattingen van de parameters. De waarde van θ^g geeft de geschatte drift weer van de tijdseffecten van Europa. De waarden c^g en a^g zijn respectievelijk de geschatte constante term en de geschatte AR(1)-term van de tijdseffecten van de Nederlandse afwijking.

	Mannen	Vrouwen
θ	-1,9639	-1,8603
c	0,1951	0,4071
a	0,9347	0,9484

Tabel 6.1 Parameterschattingen van de tijdreeksen

Met behulp van deze geschatte modellen kunnen de toekomstige tijdseffecten K_t^g en κ_t^g worden ingeschat. Samen met de leeftijdsafhankelijke grootheden A_x^g , α_x^g , B_x^g en β_x^g (die verondersteld worden niet te veranderen) kunnen daarmee vervolgens de toekomstige hazard rates van zowel Europa als van de Nederlandse afwijking ten opzichte van Europa worden ingeschat.

Voor Europa vinden we dat de hazard rates blijven afnemen. Bij een gelijke waarde van de leeftijdsspecifieke effecten volgens de middelste figuur in 6.1a nemen de hazard rates van de mannen iets sneller af dan die van de vrouwen, aangezien de waarde van θ voor mannen iets negatiever is dan die voor vrouwen.

Voor de Nederlandse afwijking vinden we dat de logaritmische hazard rates van die afwijking convergeren naar limietwaarden $\alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_\infty^g$. De limietwaarden van de AR(1)-processen κ_∞^g zijn voor zowel mannen als vrouwen positief. Dit zorgt ervoor dat de

limietwaarden van de logaritmische hazard rates van de Nederlandse afwijking met name voor hogere leeftijden positief zijn. Dit betekent dat, zeker op de langere termijn, de ingeschatte sterftেকansen voor hogere leeftijden groter zullen zijn voor Nederlandse mannen en vrouwen dan in de Europese *peer group*. Als gevolg hiervan zullen de ingeschatte toekomstige levensverwachtingen van Nederlandse mannen en vrouwen minder snel toenemen dan die van de Europese mannen en vrouwen. Dit wordt bevestigd in Figuren 7.2 en 7.3 in het volgende hoofdstuk, die de ontwikkeling van de periodelevensverwachtingen bij geboorte en op leeftijd 65 tonen voor Nederland en de Europese landengroep.

7 UITKOMSTEN

Dit hoofdstuk geeft de resultaten van de Prognosetafel AG2020. De resultaten worden vergeleken met die van de Prognosetafel AG2018. 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 AG2020-prognose afgezet tegen de historische ontwikkelingen en vergeleken met de laatste prognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS 2019–2060).

7.1 Definities van levensverwachting

Een klassieke definitie van levensverwachting is de zogenaamde periodelevensverwachting. Deze periodelevensverwachting is gebaseerd op de sterftekansen in een bepaalde periode, bijvoorbeeld één kalenderjaar, en gaat ervan uit dat sterftekansen in de toekomst gelijk blijven. Bij de periodelevensverwachting worden bijvoorbeeld voor de sterftekansen die je over 1 en 2 jaar nodig hebt, de sterftekansen van dit moment gebruikt. De periodelevensverwachting houdt dus geen rekening met toekomstige verwachte ontwikkelingen in de sterftekansen. Deze definitie wordt vaak gebruikt om ontwikkelingen in de tijd te kunnen vergelijken, maar kan 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 de sterftekansen 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 sterftekansen die je over 1 en 2 jaar nodig hebt, de sterftekansen die over 1 respectievelijk 2 jaar geprognoseerd worden. De cohortlevensverwachting is dus gebaseerd op de verwachte ontwikkelingen van de sterftekansen in de komende kalenderjaren. Voor het vaststellen van de cohortlevensverwachting is daarom een projectie van sterftekansen nodig.

De cohortlevensverwachting is bij een verwachte daling van de sterftekansen dus hoger dan de periodelevensverwachting.

7.2 Waarnemingen ten opzichte van AG2018

De tabellen 7.1 en 7.2 geven de AG2018-prognose van de periodelevensverwachtingen voor de jaren 2017, 2018 en 2019 weer en laten zien hoe deze zich verhouden tot de gerealiseerde levensverwachtingen voor die jaren. Daarnaast geeft de tabel inzicht in de prognose van de levensverwachtingen voor 2019 en 2020. Hiervoor wordt steeds gebruik gemaakt van de periodelevensverwachting omdat daarmee vergelijkingen kunnen worden gemaakt tussen de levensverwachtingen in een specifiek waarnemingsjaar.

	Mannen			Vrouwen		
	Realisatie	AG2018	AG2020	Realisatie	AG2018	AG2020
2017	80,1	80,1		83,3	83,3	
2018	80,2	80,3		83,3	83,5	
2019	80,5	80,4	80,4	83,6	83,6	83,6
2020		80,6	80,5		83,8	83,7
2021		80,8	80,7		84,0	83,8

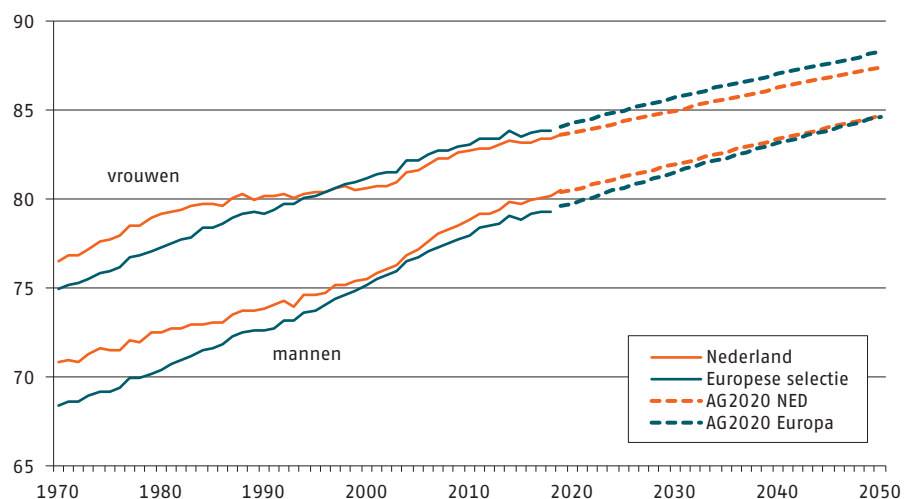
Tabel 7.1 Periodelevensverwachting bij geboorte

	Mannen			Vrouwen		
	Realisatie	AG2018	AG2020	Realisatie	AG2018	AG2020
2017	18,6	18,5		21,1	21,2	
2018	18,6	18,6		21,0	21,3	
2019	18,8	18,8	18,7	21,2	21,4	21,3
2020		18,9	18,8		21,5	21,4
2021		19,0	18,9		21,6	21,5

Tabel 7.2 Periodelevensverwachting op leeftijd 65

De gerealiseerde levensverwachtingen blijken veelal iets lager dan verwacht op basis van de AG2018-prognose.

In grafiek 7.1 wordt de ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte weergegeven voor de periode tot en met 2050. Tot en met 2019 is de grafiek gebaseerd op gerealiseerde sterftcijfers, voor de periode erna op de AG2020-prognose.



Grafiek 7.1 Periodelevensverwachting Nederland en geselecteerde Europese landen

In grafiek 7.1 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 ligt net als eerder boven de levensverwachting van mannen in de geselecteerde Europese landen. Voor mannen neemt dit verschil af over de tijd, terwijl het verschil voor vrouwen ongeveer gelijk blijft over de tijd.

7.3 Van AG2018 naar AG2020

Om meer inzicht te geven in de verschillen tussen de oude en de nieuwe prognosetafel wordt gebruik gemaakt van de cohortlevensverwachting. In de cohortlevensverwachting worden alle toekomstige sterfteontwikkelingen meegenomen. Hierna wordt stapsgewijs de impact getoond van de modelwijziging en de verschillende toegevoegde datapunten op de cohortlevensverwachtingen voor het startjaar 2021.

In tabel 7.3 is te zien dat de levensverwachting bij geboorte voor zowel mannen als vrouwen met circa één jaar afneemt. De resterende levensverwachting voor een 65-jarige daalt met ongeveer een half jaar. Zichtbaar is dat met name de modelwijziging voor deze neerwaartse bijstelling in de prognose heeft gezorgd. De impact van de update van de waarnemingen is aanzienlijk kleiner. Uitzondering is de update van de 2018 waarnemingen voor Nederland. Nederland kende in 2018 een relatief hevig griepseizoen. Het effect bij vrouwen is relatief hoger dan bij mannen omdat er relatief meer oudere vrouwen zijn.

Cohortlevensverwachting in 2021	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2018	90,2	92,7	20,5	23,3
Modelwijziging	-0,8	-0,6	-0,5	-0,2
ToevoegenEU2017	-0,1	-0,0	0,0	0,0
ToevoegenNL2018	-0,1	-0,4	-0,1	-0,3
ToevoegenEU2018	0,0	-0,1	-0,0	-0,0
ToevoegenNL2019	0,1	0,1	0,1	0,1
AG2020	89,3	91,7	20,0	22,9

Tabel 7.3 Cohortlevensverwachting in 2021

In tabel 7.4 staan de toekomstige cohortlevensverwachtingen voor de startjaren 2021, 2046 en 2071.

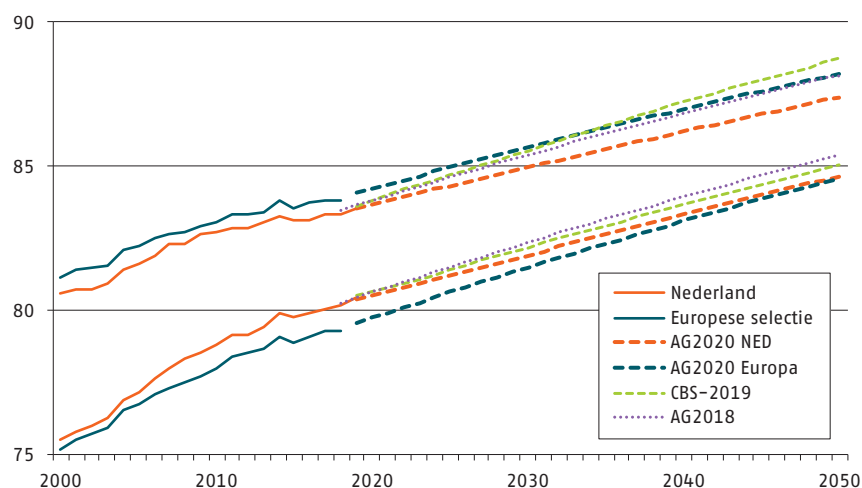
Startjaar	Bij geboorte			Op leeftijd 65		
	Mannen	Vrouwen	Vershil	Mannen	Vrouwen	Vershil
2021	89,3	91,7	2,4	20,0	22,9	2,9
2046	91,6	93,8	2,2	22,7	25,3	2,6
2071	93,3	95,3	2,0	24,9	27,3	2,4

Tabel 7.4 Toekomstige cohortlevensverwachting op basis van AG2020

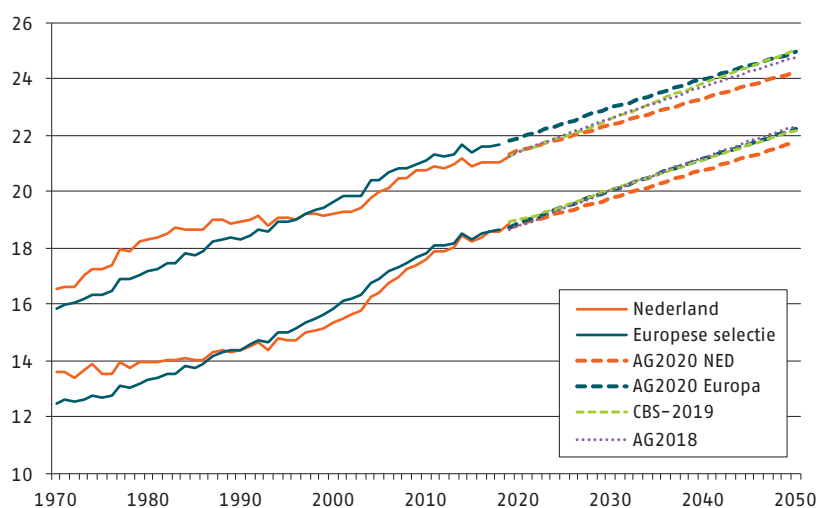
Uit deze cijfers blijkt dat volgens de prognose de levensverwachting voor mannen en vrouwen zal blijven stijgen, voor de mannen iets sneller dan voor de vrouwen. Hierdoor daalt het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen.

7.4 Prognose in perspectief

In grafiek 7.2 worden de ontwikkelingen van de periodelevensverwachting bij geboorte voor AG2018, AG2020 en CBS2019-2060 tegen elkaar afgezet. Zichtbaar is dat de AG2020 prognose neerwaarts is bijgesteld. De trend van de AG2020-prognose voor Nederlandse mannen convergeert naar de trend voor mannen in de prognose voor de geselecteerde Europese landen. De trend van de AG2020-prognose voor vrouwen divergeert licht ten opzichte van de trend van de Europese landen, waardoor het verschil in periodelevensverwachting door de tijd iets toeneemt.



Grafiek 7.2 Ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte



Grafiek 7.3 Ontwikkeling periodelevensverwachting op leeftijd 65

Grafiek 7.3 toont de ontwikkeling van de periodelevensverwachting op leeftijd 65. Bij zowel mannen als vrouwen is de neerwaartse bijstelling ten opzichte van AG2018 duidelijk zichtbaar. De verschillende prognoses voor de periodelevensverwachting op leeftijd 65 divergeren licht.

In tabel 7.5 staan de cohortlevensverwachtingen vermeld voor AG2018, AG2020 en CBS2019-2060. De verschillen in cohortlevensverwachting op leeftijd 65 tussen AG2020 en CBS2019-2060 zijn toegenomen ten opzichte van AG2018.

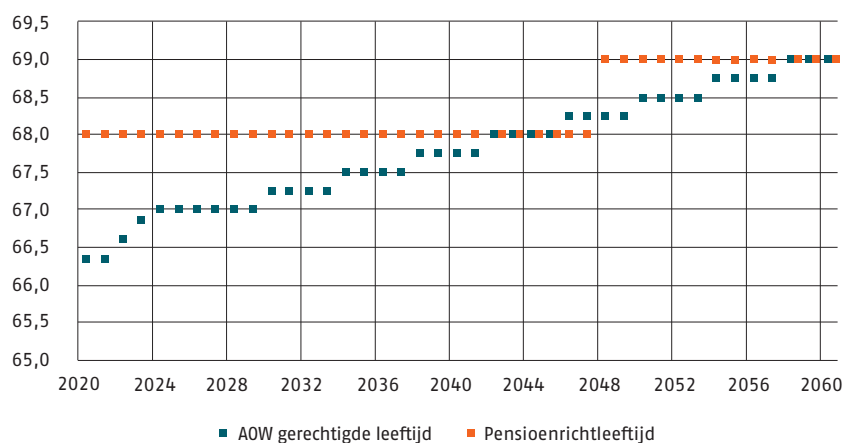
Startjaar 2019 Prognose	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2018	90,2	92,7	20,5	23,3
AG2020	89,3	91,7	20,0	22,9
CBS2019	Niet beschikbaar		20,5	23,3

Tabel 7.5 Levensverwachtingen voor AG2018, AG2020 en CBS2019

7.5 Koppeling levensverwachting op 65 jaar en pensioenrichtleeftijd in 1^e en 2^e 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 2^e pijler (werknemerspensioen) aan de ontwikkeling van de periodelevensverwachting.

De ontwikkeling van de AOW-leeftijd en de pensioenrichtleeftijd wanneer gebruik zou worden gemaakt van de nieuwste inzichten op basis van de Prognosetafel AG2020 en de aanpassingen uit het principeakkoord van 5 juni 2019, zijn in grafiek 7.4 samengevat. De daadwerkelijke verhoging van de AOW-leeftijd en de pensioenrichtleeftijd is echter gekoppeld aan de ramingen van het CBS waardoor deze waarden als indicatief moeten worden beschouwd.



Grafiek 7.4 Ontwikkeling AOW-gerechtigde leeftijd en pensioenrichtleeftijd op basis van AG2020

Verhoging AOW-leeftijd

Verhoging van de AOW-leeftijd gebeurt in stappen van drie maanden. De verhogingen worden bepaald door de hoogte van de gemiddelde resterende periodelevensverwachting op 65-jarige leeftijd zoals geraamd door het CBS.

In het pensioenakkoord van 5 juni 2019 is overeengekomen dat de AOW-leeftijd in 2024 op 67 jaar zal staan. Tevens wordt de koppeling met de levensverwachting aangepast zodanig dat de AOW-leeftijd minder snel zal stijgen: verhogingen van de AOW-leeftijd na 2024 worden bepaald door 2/3e deel van de verwachte stijging van de resterende levensverwachting op 65 jaar te nemen. Omdat de AOW-leeftijd stijgt in stappen van 3 maanden zal een toename van minimaal 4,5 maand in de resterende levensverwachting leiden tot een verdere stijging (rekening houdend met 2/3^e deel).

Volgens Prognosetafel AG2020 stijgt de AOW-leeftijd pas in 2030 door naar 67 jaar en 3 maanden, omdat dan is voorzien dat de resterende levensverwachting is gestegen met 4,5 maand ten opzichte van de in het wetsvoorstel “verandering koppeling AOW- en pensioenrichtleeftijd” opgenomen referentiewaarde voor 2024 van 20,64. In tabel 7.6 is te zien wanneer de verwachte AOW-leeftijd per volledig jaar zal toenemen.

Verwachte AOW-gerechtigde leeftijd	CBS2019	AG2020
68	2037	2042
69	2051	2058
70	niet bekend	2075
71	niet bekend	2095

Tabel 7.6 Verwachte jaren waarin de AOW-leeftijd een volledig jaar zal stijgen volgens de laatste prognose van CBS en AG

Verhoging pensioenrichtleeftijd

De verhoging van de pensioenrichtleeftijd (in stappen van 1 jaar) in de 2e pijler is gebaseerd op dezelfde formule als de AOW-gerechtigde leeftijd. Volgens de Wet dient wel eerder te worden geanticipeerd op een verwachte stijging van de levensverwachting: hiervoor dient de resterende levensverwachting op 65-jarige leeftijd genomen te worden die tien jaar na het kalenderjaar van wijziging verwacht wordt. Een wijziging van de pensioenrichtleeftijd moet ten minste een jaar voordat deze wijziging plaatsvindt bekend worden gemaakt. Dit betekent bijvoorbeeld dat een wijziging van de pensioenrichtleeftijd in 2022 uiterlijk 1 januari 2021 bekend moet zijn. Hierbij wordt de resterende levensverwachting van een 65-jarige in 2032 gehanteerd.

Door de in het pensioenakkoord verzwakte koppeling met de levensverwachting wordt een verhoging van de pensioenrichtleeftijd naar 69 jaar pas over ongeveer 25 jaar verwacht.

7.6 Effecten op voorzieningen

Om de effecten van de Prognosetafel AG2020 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. Daarnaast is er een modelportefeuille bepaald om de impact op de pensioenpremie inzichtelijk te maken. Zie Appendix B voor een beschrijving van de modelportefeuilles.

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

Er is uitgegaan van een vast leeftijdsverschil van 3 jaar tussen de mannelijke en de vrouwelijke partner bij latent PP, waarbij aangenomen wordt dat de man ouder is dan de vrouw. De modelportefeuilles hebben een (naar voorziening) gemiddelde gewogen leeftijd van 45 jaar (jong), 55 jaar (gemiddeld) en 65 jaar (oud). De effecten zijn weergegeven voor zowel een rekenrente van 3% als 1%, zodat de effecten vergeleken kunnen worden met de voorgaande publicatie (AG2018).

Effect VPV	Mannen			Vrouwen		
	3% rekenrente	Jong	Gemiddeld	Oud	Jong	Gemiddeld
OP (65)	-2,4%	-2,2%	-2,1%	-2,2%	-1,9%	-1,6%
Latent PP	1,1%	0,7%	0,1%	1,9%	0,8%	-0,3%
Ingegaan PP *	-1,2%	-1,1%	-1,4%	-1,0%	-1,3%	-1,7%
Totaal	-1,7%	-1,6%	-1,6%	-1,8%	-1,7%	-1,6%
1% rekenrente	Jong	Gemiddeld	Oud	Jong	Gemiddeld	Oud
OP (65)	-3,0%	-2,8%	-2,5%	-2,7%	-2,4%	-2,0%
Latent PP	0,4%	0,0%	-0,4%	1,0%	0,0%	-1,0%
Ingegaan PP *	-1,6%	-1,5%	-1,7%	-1,5%	-1,8%	-2,1%
Totaal	-2,2%	-2,1%	-2,0%	-2,4%	-2,2%	-2,0%

Tabel 7.7 Impact op voorzieningen voor voorbeeldfondsen van overgang van AG2018 naar AG2020 (verschil AG2020 minus AG2018 uitgedrukt in procenten van AG2018). De afzonderlijke percentages, zoals vermeld bij de pensioenvormen OP en NP, tellen niet op tot de percentages zoals vermeld bij het totaal. Dit komt omdat de voorzieningen van de afzonderlijke pensioenvormen verschillend zijn.

* Het effect op de VPV bij het ingegane partnerpensioen heeft betrekking op het geslacht van de medeverzekerde

Uit tabel 7.7 valt af te lezen dat de verschillen tussen de voorbeeldfondsen, in termen van voorzieningen op totaalniveau beperkt zijn. Voor een gemiddeld fonds neemt de voorziening met ongeveer 2% af bij 1% rekenrente. Bij een rekenrente van 1% zorgt de lage rente voor een toename van de impact in vergelijking met de impact op 3% rekenrente.

De impact op de te betalen pensioenpremie voor de modelportefeuille is opgenomen in tabel 7.8.

Effect pensioenpremie		
3% rekenrente	Mannen	Vrouwen
OP (68)	-2,9%	-2,5%
OP + 70% latent PP opbouw	-1,9%	-2,0%
OP + 70% latent PP risico	-2,4%	-2,3%
1% rekenrente	Mannen	Vrouwen
OP (68)	-3,5%	-3,0%
OP + 70% latent PP opbouw	-2,4%	-2,6%
OP + 70% latent PP risico	-3,1%	-2,9%

Tabel 7.8 Impact op premies voor modelportefeuille van overgang van AG2018 naar AG2020 (verschil AG2020 minus AG2018 uitgedrukt in procenten van AG2018)

De impact op de premie is groter dan op de voorziening door de gemiddeld langere projectiehorizon en laat een daling van de pensioenpremie van 2,5 tot 3% zien bij een rekenrente van 1%.

In tabel 7.9 is de impact op de voorziening van AG2018 naar AG2020 voor een gemiddelde modelportefeuille in twee stappen uitgesplitst.

Effect VPV 1% rekenrente	Gemiddeld	
	Mannen	Vrouwen
Modelwijziging	-1,6%	-1,4%
Data-update	-0,5%	-0,8%
Totaal	-2,1%	-2,2%

Tabel 7.9 Impact op voorziening voor modelportefeuille gemiddeld bij een rekenrente van 1%

Zichtbaar is dat meer dan 2/3^e deel van de daling van de voorziening wordt verklaard door de modelwijziging.

Tabel 7.10 toont het effect op de voorziening voor afzonderlijke pensioenvormen voor diverse leeftijden. In lijn met de impact op de voorziening bij de voorbeeldfondsen is de impact van de nieuwe tafel bij OP en latent PP groter bij lagere leeftijden. Bij ingegaan PP neemt de impact juist toe bij de hogere leeftijden.

Effect VPV	Mannen		Vrouwen		Mannen Ingegaan pp*	Vrouwen Ingegaan pp
	OP	Latent PP	OP	Latent PP		
3% rekenrente						
25	-2,6%	2,1%	-2,6%	5,3%	-0,5%	-0,5%
45	-2,5%	1,1%	-2,3%	2,0%	-0,9%	-0,9%
65	-1,8%	0,5%	-1,4%	-1,1%	-1,8%	-1,4%
85	-1,9%	-1,1%	-1,4%	-2,2%	-1,9%	-1,4%
1% rekenrente						
25	-3,2%	1,1%	-3,1%	3,9%	-1,0%	-1,0%
45	-3,1%	0,3%	-2,8%	0,8%	-1,5%	-1,4%
65	-2,3%	-0,2%	-1,8%	-2,0%	-2,3%	-1,8%
85	-2,1%	-1,3%	-1,5%	-2,5%	-2,1%	-1,5%

Tabel 7.10 Impact op voorzieningen per leeftijd en geslacht van overgang van AG2018 naar AG2020 (verschil AG2020 minus AG2018 uitgedrukt in procenten van AG2018)

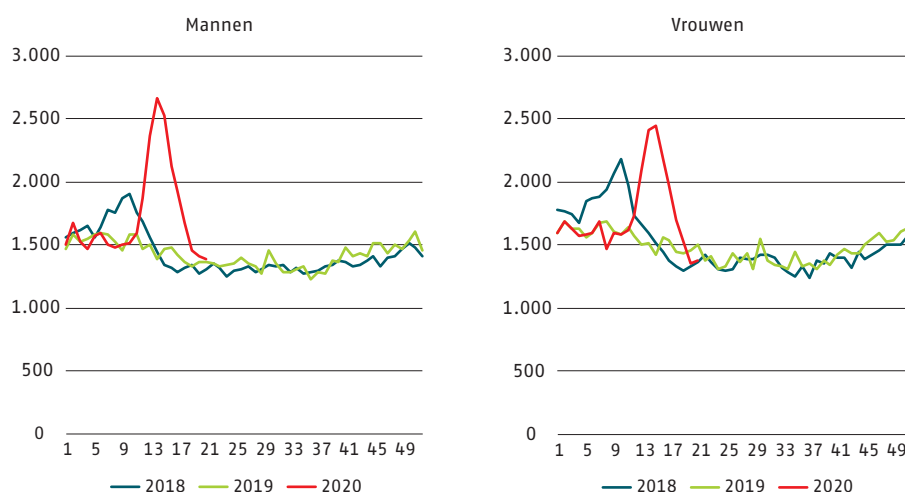
* Het effect op de VPV bij het ingegane partnerpensioen heeft betrekking op het geslacht dat boven de kolom genoemd staat

8 DE IMPACT VAN DE COVID-19 PANDEMIE

De prognose AG2020 is gebaseerd op Europese gegevens tot en met 2018 en Nederlandse data tot en met 2019. Dat betekent dat de effecten van de Covid-19 pandemie niet meegenomen zijn in de inschattingen voor sterftekansen en levensverwachtingen. In dit hoofdstuk bespreken we de mogelijke impact van de pandemie op de prognose en wordt uitgelegd waarom de Commissie van mening is dat AG2020 op dit moment de best mogelijke inschatting geeft voor toekomstige sterfte.

8.1 Reeds geobserveerde effecten in Nederland

Op het moment van schrijven van deze publicatie (augustus 2020) is de verspreiding van Covid-19 in Europa door alle getroffen maatregelen flink afgenomen ten opzichte van de piek aan het begin van het jaar. Wel is te zien dat in Nederland en elders in Europa het aantal besmettingen toeneemt, waardoor plaatselijk weer nieuwe maatregelen worden getroffen. De WHO waarschuwt dat de wereldwijde pandemie nog lang niet voorbij is. Bij de presentatie van deze publicatie zullen er weer enkele weken verstreken zijn en kan de situatie weer heel anders zijn.



Grafiek 8.1 Sterfte in Nederland per week voor 2018, 2019 en 2020

Het is wel al duidelijk dat er in de eerste helft van 2020 door Covid-19 meer Nederlanders stierven dan gemiddeld in voorgaande jaren. Figuur 8.1 maakt dat zichtbaar¹⁰. Ook in jaren met een griepepidemie nemen we waar dat er meer mensen overlijden dan gemiddeld. Zo rapporteerde het RIVM gedurende de griepepidemie van de winter 2017/2018 een oversterfte van ruim 9000 sterftegevallen¹¹. In de figuur is het effect van de griepgolf in het voorjaar van 2018 dan ook goed te zien.

8.2 Mogelijke effecten op de lange termijn

Actuariële prognoses hebben een aantal specifieke kenmerken en doelstellingen die ze onderscheiden van andere prognoses. Zo maakt de lange tijdshorizon het onderscheid tussen incidentele en structurele effecten extra belangrijk. Daarnaast behoort het ook tot de taak van de actuaris om elke inschatting zo objectief mogelijk te maken en eventuele subjectieve aannames zo helder mogelijk te motiveren.

Op dit moment hebben voorspellingen over de invloed van het Covid-19 virus op de toekomstige sterftekansen en levensverwachtingen nog een zeer speculatief karakter. Er zijn veel onzekerheden rondom de verspreiding van het virus en daarnaast zijn er nog maar weinig betrouwbare data beschikbaar over de impact tot nu toe. Ook zijn de data van verschillende landen niet altijd goed vergelijkbaar vanwege verschillen in de aanpak van Covid-19, zoals bijvoorbeeld het testbeleid, de tot nu toe genomen preventiemaatregelen en de beschikbare capaciteit in de zorg.

In de komende jaren zal pas duidelijk worden wat de uiteindelijke impact van Covid-19 op de lange termijn levensverwachting zal zijn. Nu is nog moeilijk in te schatten of de oversterfte door Covid-19 structureel van aard zal zijn. Als er een vaccin gevonden wordt dat permanent bescherming biedt, zullen er vanaf dat moment veel minder slachtoffers te betreuren zijn. Als mensen die aan de gevolgen van corona overlijden vaak al een lagere levensverwachting dan hun leeftijdsgenoten hadden, zal de impact bovendien beperkter zijn. Het zou ook kunnen dat de ouderen die een infectie met het virus overleefd hebben bovengemiddeld weerbaar zijn en dus een hogere levensverwachting hebben. Maar wanneer na genezing van de infectie sprake is van blijvende schade aan de longen of andere organen, zou dit juist een lagere resterende levensduur kunnen betekenen. En als de zorg voor patiënten met andere aandoeningen onder druk komt te staan doordat ziekenhuizen overbelast raken, zal ook dat een extra groot effect op de sterftcijfers veroorzaken.

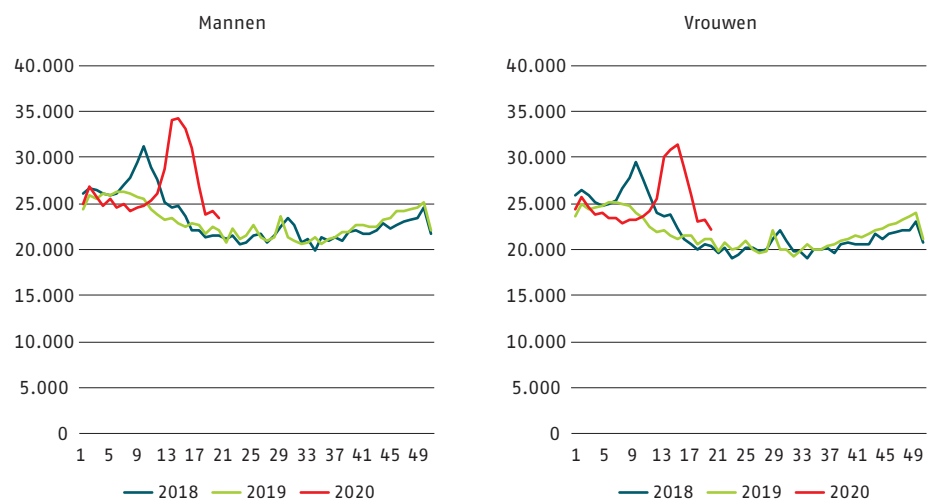
Al met al is er nog weinig met zekerheid te zeggen over de gevolgen voor de levensverwachtingen in 2021 en latere jaren. Daarom is ervoor gekozen om de AG2020-prognose, die gebaseerd is op gegevens tot 1 januari 2020, vooralsnog niet aan te passen. Deze prognose weerspiegelt volgens de Commissie de best mogelijke inschatting op dit moment. Wel wordt in de volgende paragrafen het resultaat van een gevoeligheidsanalyse gepresenteerd om een eerste idee te krijgen van het effect van de oversterfte in 2020 op de levensverwachting in 2021.

8.3 Gevoeligheidsanalyse

Omdat bij de prognosetafel AG2020 de Nederlandse afwijking van een Europese trend wordt geschat, nemen we geobserveerde over- en ondersterfte in andere landen mee in deze gevoeligheidsanalyse. Vanwege beperkte beschikbaarheid van de data zijn in de gevoeligheidsanalyse voor Europa alleen de gegevens van Duitsland, Frankrijk, het Verenigd Koninkrijk, België en Nederland gebruikt. Samen representeren deze landen 83% van de Europese exposures die normaal gebruikt worden. De totale sterfte per week in deze landen is te vinden in Figuur 8.2 voor 2018, 2019 en de eerste 21 weken van 2020.

10 – Databron: de Short Term Mortality Fluctuations in de Human Mortality Database, www.mortality.org. De gegevens voor Nederland in die database zijn afkomstig van het CBS.

11 – Databron Reukers et al. (2019), Annual report Surveillance of influenza and other respiratory infections in the Netherlands: winter 2018/2019, RIVM.



Grafiek 8.2 Totale sterfte in Duitsland, Frankrijk, het Verenigd Koninkrijk, België en Nederland per week voor 2018, 2019 en de eerste 21 weken van 2020

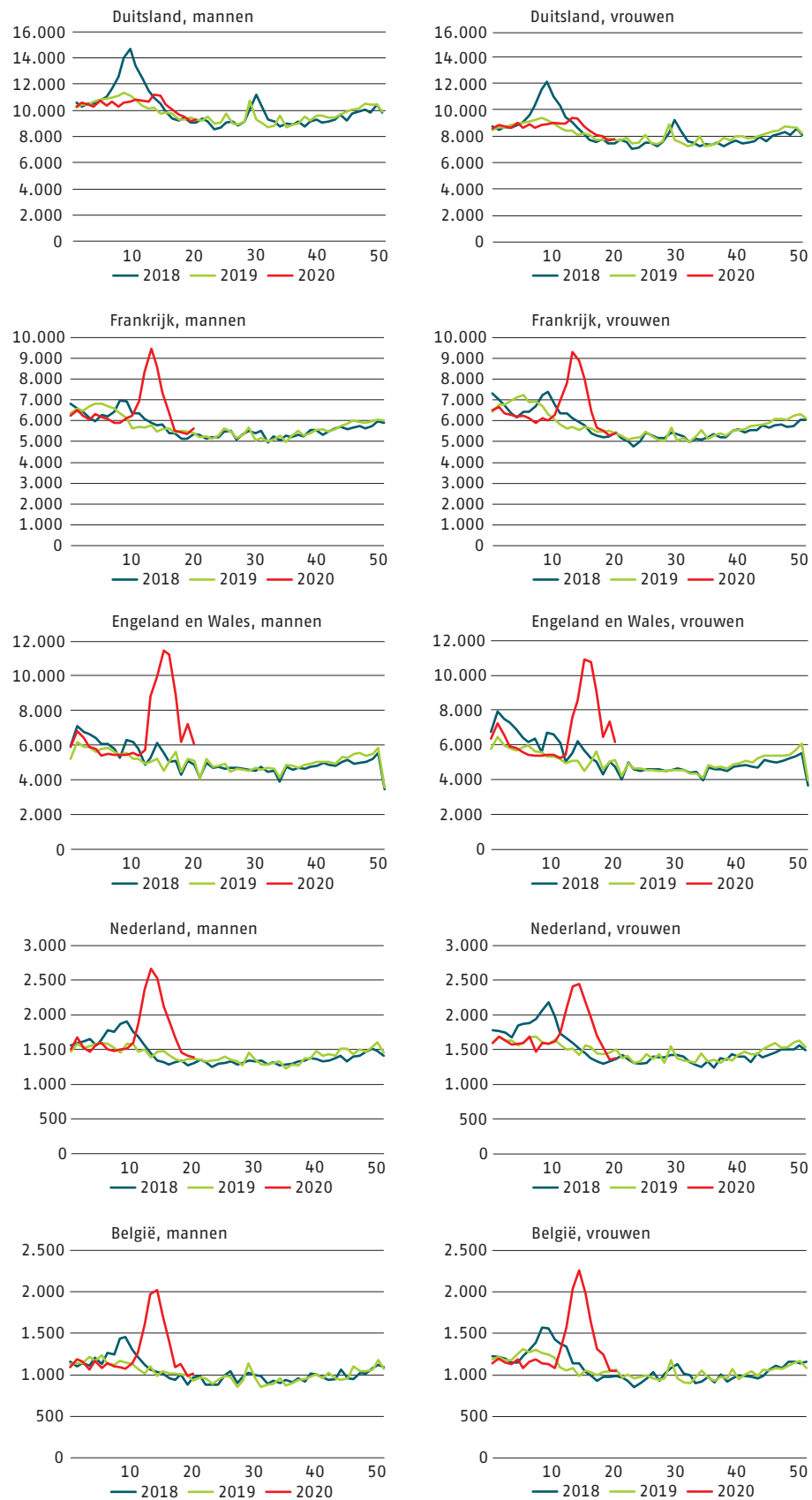
Figuur 8.3 toont dezelfde informatie uitgesplitst naar de verschillende landen en we zien dat er flinke verschillen zijn in termen van oversterfte en ondersterfte. De waarden voor Duitsland laten zien dat er een grote oversterfte is waargenomen in 2018 als gevolg van de griepgolf in dat jaar, terwijl er in 2020 vooralsnog geen opvallende oversterfte wordt waargenomen als gevolg van Covid-19. Bij de andere landen is er wel een duidelijke oversterfte als gevolg van Covid-19 te zien in 2020. Ook valt op dat er in Frankrijk en het Verenigd Koninkrijk nauwelijks sprake was van oversterfte in 2018 als gevolg van griep.

De gevoeligheidsanalyse voor de impact van Covid-19 is uitgevoerd door de voor AG2020 beschikbare gegevens voor Europa (tot en met 2018) en Nederland (tot en met 2019) aan te vullen met zogenaamde *virtuele datapunten* die tot en met eind 2020 lopen. De daarvoor benodigde gegevens zijn nog niet beschikbaar of niet volledig en daarom is waar nodig geëxtrapoleerd om de over- of ondersterfte te bepalen ten opzichte van de AG2020 sterfteprognose. Daarbij is gebruik gemaakt van de wekelijkse sterftedata van het CBS¹² tot en met week 21 van 2020 plus de voorlopige gegevens uit de Short Term Mortality Fluctuations dataset in de Human Mortality Database (zoals getoond in Figuur 8.3). Daarbij zijn analyses voor twee mogelijke aannamen in de extrapolatie bekeken:

- *Huidige geobserveerde oversterfte.*
De aanname dat sterfte in Nederland en Europa voor de rest van 2020 (dus vanaf week 21) zich ontwikkelt volgens de AG2020 prognose uit de eerdere hoofdstukken en er dus in 2020 geen verdere over- of ondersterfte plaats zal vinden.
- *Verdubbeling geobserveerde oversterfte.*
De aanname dat in 2020 voor de weken na week 21 dezelfde hoeveelheid over- en ondersterfte gemeten zal worden (in aantallen overlijdensgevallen) als tot en met week 21. De oversterfte in 2020 wordt daarmee dus verdubbeld.

Naast de virtuele datapunten voor overlijdensgevallen zijn ook virtuele datapunten voor exposures geconstrueerd, met behulp van populatie- en migratiegegevens uit Eurostat en projecties gebaseerd op AG2020. Na het toevoegen van de virtuele exposures en sterftegevallen aan de dataset kan de gebruikelijke kalibratiemethode voor het model toegepast worden. De nu nog met veel onzekerheid omgeven virtuele datapunten zullen later vervangen worden door de daadwerkelijke datapunten.

12 – Hiervoor is er een speciale uitvraag gedaan bij het CBS om meer gedetailleerde sterftedata per leeftijd en per week te kunnen gebruiken. We bedanken de betrokken medewerkers van het CBS voor de hulp daarbij en voor de snelle oplevering van de data.



Grafiek 8.3 Totale sterfte per land en per week in Duitsland, Frankrijk, het Verenigd Koninkrijk, België en Nederland voor 2018, 2019 en 2020

8.4 Uitkomsten van de gevoeligheidsanalyse

In Tabel 8.1 worden de uitkomsten van de gevoeligheidsanalyse getoond onder de in de vorige paragraaf geformuleerde aannamen. Het betreft de cohortlevensverwachtingen in 2021 bij geboorte en op leeftijd 65 nadat het model opnieuw gekalibreerd is met de nieuwe virtuele datapunten. Door toevoeging van die nieuwe gegevens, en omdat er voor veel leeftijden sprake is van oversterfte, zal zowel de Europese trend als de Nederlandse afwijking verschuiven en dit leidt tot nieuwe best estimates voor de levensverwachtingen.

Cohortlevensverwachting in 2021	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2020	89,3	91,7	20,0	22,9
huidige oversterfte	88,6	91,3	19,6	22,7
dubbele oversterfte	87,9	91,0	19,2	22,5

Tabel 8.1 Cohortlevensverwachtingen in 2021 gebaseerd op AG2020, op de huidige inschatting van over- en ondersterfte in 2020 en op verdubbeling van de over- en ondersterfte in 2020

Verschil t.o.v. AG2020 Cohortlevensverwachting 2021	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
huidige oversterfte	-0,68	-0,41	-0,44	-0,19
dubbele oversterfte	-1,37	-0,73	-0,87	-0,33

Tabel 8.2 Verschil in cohortlevensverwachtingen in 2021 ten opzichte van AG2020, op de huidige inschatting van over- en ondersterfte in 2020 en op verdubbeling van de over- en ondersterfte in 2020

Het in figuren 8.1 en 8.2 al geobserveerde effect dat relatief veel mannen overlijden aan Covid-19 zien we duidelijk terug in Tabel 8.1. Het effect voor mannen is anderhalf tot tweeënhalf maal zo groot als voor vrouwen. We zien ook dat een verdubbeling van de tot nu toe bekende over- en ondersterfte bij mannen ongeveer tot een verdubbeling van de daling leidt. Voor de vrouwen is die factor iets kleiner.

De gevoeligheid van de pensioenvoorzieningen kunnen we enigszins inschatten door naar de cohortlevensverwachtingen voor 65-jarigen te kijken. We zien dat die voor mannen en vrouwen respectievelijk -2,2% en -0,8% bedragen onder de eerste aanname en -4,3% en -1,5% onder de tweede. In werkelijkheid zullen de effecten op de voorzieningen nog gedempt worden door rente en door de nabestaandenpensioenen.

8.5 Toekomstige prognoses

Het Centraal Bureau voor de Statistiek en het Rijksinstituut voor Volksgezondheid en Milieu zorgen ervoor dat steeds meer betrouwbare gegevens beschikbaar komen over de impact van Covid-19. De Commissie zal samen met de Werkgroep steeds proberen om nieuwe cijfers te verwerken in toekomstige prognoses. We benadrukken nogmaals dat de berekeningen over de invloed van Covid-19 momenteel nog een speculatief karakter hebben. Veel hangt ervan af of effecten structureel van aard zullen zijn of slechts tijdelijk optreden. Ook de hierboven getoonde gevoeligheidsanalyses moeten in deze context worden beoordeeld.

Mede daarom is de Commissie van mening dat de prognose AG2020 zoals beschreven in de voorafgaande hoofdstukken de best mogelijke inschatting geeft op dit moment. Dit is ook de reden dat alleen modelparameters en sterftetekansen voor die prognose

gepubliceerd worden: de gevoeligheidsanalyse is geen onderdeel van het AG2020-model. In de loop van 2021 zal een update worden gepubliceerd als nieuwe ontwikkelingen daartoe aanleiding geven.

APPENDICES



APPENDIX A

Prognosemodel AG2020

Technische beschrijving

1 Definities

De prognosetafel geeft per geslacht voor leeftijden $x \in X := \{0, 1, 2, \dots, 120\}$ en jaren $t \in T := \{2020, 2021, \dots, 2191\}$ 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. Het model stelt de gebruiker overigens in staat ook voor de jaren na 2191 een prognose op te stellen.

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, $(x, t) \in X^o \times T$ met $X^o = \{0, 1, 2, \dots, 90\}$, wordt het Li-Lee¹³ model gebruikt voor beide geslachten $g \in \{M, V\}$:

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

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

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

met een dynamica die voor elk geslacht, leeftijd $x \in X^o$ en jaren $t \geq 2020$ gegeven wordt door de tijdreeksen

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

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

¹³ Li, N. en Lee, R. (2005) Coherent Mortality Forecasts for a Group of Populations: An Extension of the Lee-Carter Method. Demography 42(3), pp. 575-594.

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 (d.w.z. 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, met 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 een 4×4 covariantiematrix C .

3 Sluiting van de tafel

Voor leeftijden boven de 90 jaar, $(x, t) \in \tilde{X} \times T$ met $\tilde{X} = \{91, 92, \dots, 120\}$, wordt de sluitingsmethode van Kannisto gebruikt die gebaseerd is op een logistische regressie aan de hand van de tafel voor leeftijden $y \in X^{Kan} = \{80, 81, \dots, 90\}$ (met $y_k = 79 + k, k = 1, \dots, 11$). De regressie wordt dus gebaseerd op $n = 11$, met het gemiddelde van die leeftijden gelijk aan $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n y_k = 85$ en de kwadraatsom van de afwijking gelijk aan $\sum_{k=1}^n (y_k - \bar{y})^2 = 110$. Sluiting middels Kannisto betekent dat voor $x \in \tilde{X}$

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

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 sterftekans nodig is voor een leeftijd groter dan 120, dan wordt die gelijk verondersteld aan de sterftekans voor de 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 κ_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 hebben¹⁴ en dat de verwachting van $\frac{D_{x,t}}{E_{x,t}}$ 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 soms aangevuld met gegevens uit de Eurostat-database (EUROS). Voor de Nederlandse data in 2019 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.

Omzetting naar exposures vindt plaats met behulp van de methode die vastgelegd is in het protocol¹⁵ van de Human Mortality Database. 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 is een correctie gemaakt voor sterfte in overzeese gebiedsdelen, om ervoor te zorgen dat de data aansluiten bij de Franse data in de HMDB 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 $x \in X^g := \{0, 1, \dots, 90\}$ en $t \in T^g := \{1970, 1971, \dots, 2018\}$. 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

¹⁴ 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.

likelihoodfunctie voor de geobserveerde sterftes zo groot mogelijk is bij de gegeven exposures, d.w.z. we lossen op

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

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 2018 beschikbaar. Daarom zijn de waarden van K_t^g in de vorige stap bepaald tot en met 2018. Vervolgens wordt lineair geëxtrapoleerd voor 2019:

$$K_{2019}^g = K_{2018}^g + \frac{K_{2018}^g - K_{1970}^g}{2018 - 1970}.$$

- De maximum likelihood methode wordt nu toegepast op de Nederlandse data om α_x^g , β_x^g en κ_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 $\mu_x^g(t) = \mu_x^{g,EU}(t) e^{\alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g}$, $T^* := \{1983, \dots, 2019\}$ (dus nu vanaf 1983 en inclusief het jaar 2019) en $X^o = \{0, 1, \dots, 90\}$ zoals eerder. Opnieuw wordt genormaliseerd door de som van elementen in κ_t^g over $t \in T^*$ en β_x^g over $x \in X^o$ respectievelijk 0 en 1 te laten zijn.

In de laatste stap wordt gebruik gemaakt van de twee tijdreeksen $\{(K_t^M, K_t^V) \mid t \in \{1970, \dots, 1982\}\}$ en van de vier tijdreeksen $\{(K_t^M, \kappa_t^M, K_t^V, \kappa_t^V) \mid t \in T^*\}$ om de parameters $\Psi = (\theta^M, \theta^V, \alpha^M, \alpha^V, c^M, c^V)$ 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 $(\theta^M, \theta^V, \alpha^M, \alpha^V, c^M, c^V)$ en C zodanig dat de likelihood voor deze tijdreeksen gemaximaliseerd wordt.

We gebruiken daarvoor de vergelijking $Y_t = X_t \Psi + Z_t$ met de volgende matrices voor $t = 1970, \dots, 1982$

$$Y_t = \begin{bmatrix} K_{t+1}^m - K_t^m \\ K_{t+1}^v - K_t^v \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad Z_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^m \\ \epsilon_t^v \end{bmatrix},$$

en met de volgende matrices voor $t = 1983, \dots, 2018$

$$Y_t = \begin{bmatrix} K_{t+1}^m - K_t^m \\ K_{t+1}^v - K_t^v \\ \kappa_{t+1}^m \\ \kappa_{t+1}^v \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \kappa_t^m & 0 & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \kappa_t^v & 0 & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad Z_t = \begin{bmatrix} \epsilon_t^m \\ \epsilon_t^v \\ \delta_t^m \\ \delta_t^v \end{bmatrix}.$$

¹⁵ Zie <http://www.mortality.org/Public/Docs/MethodsProtocol.pdf>

Vervolgens worden C en Ψ bepaald door de loglikelihood voor de tijdreeksen te optimaliseren:

$$\arg \max_{C, \Psi} -\frac{1}{2} \text{tr} \left[\tilde{C}^{-1} \sum_{t=1970}^{1982} (Y_t - X_t \Psi)(Y_t - X_t \Psi)' \right] - \frac{13}{2} \ln(|\tilde{C}|) - \frac{1}{2} (13 \times 2) \ln(2\pi) \\ - \frac{1}{2} \text{tr} \left[C^{-1} \sum_{t=1983}^{2018} (Y_t - X_t \Psi)(Y_t - X_t \Psi)' \right] - \frac{36}{2} \ln(|C|) - \frac{1}{2} (36 \times 4) \ln(2\pi).$$

Hierin is \tilde{C} de 2×2 submatrix bestaande uit de eerste twee kolommen en rijen van C .

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.

Parameterwaarden

Mannen

x	A(x)	B(x)	alpha(x)	beta(x)	t	K(t)	kappa(t)
0	-4,914247095	0,020169298	-0,061680987	0,018886773	1970	43,476185931	
1	-7,487155801	0,018317373	-0,017252908	0,004099924	1971	42,122441005	
2	-7,941834928	0,019345023	0,057295702	0,022429227	1972	41,978359231	
3	-8,186430736	0,020784116	0,013244777	0,016754881	1973	40,463659479	
4	-8,374880309	0,021425724	-0,029991152	0,019048939	1974	38,764418114	
5	-8,476949363	0,022008088	0,014339758	0,026278493	1975	38,797540416	
6	-8,557811710	0,022015266	-0,032015052	0,005834950	1976	37,626343923	
7	-8,624966357	0,022176933	-0,027489103	0,034217140	1977	33,190494724	
8	-8,660755925	0,020698951	-0,048115755	0,022155714	1978	33,736509869	
9	-8,711960709	0,020136833	-0,106869702	0,021642261	1979	31,589061411	
10	-8,733735230	0,019197474	-0,000151698	0,018258148	1980	30,017109167	
11	-8,665863521	0,017463483	-0,102689736	-0,003440330	1981	28,436663031	
12	-8,592044684	0,016264352	-0,017825042	0,040250803	1982	26,234007199	
13	-8,464788667	0,015750435	-0,005829345	0,018162686	1983	25,539808825	-7,508551396
14	-8,246014647	0,014976607	-0,111718271	0,016121966	1984	22,001744120	-5,775936278
15	-7,981876456	0,014648749	0,173385320	0,015071023	1985	22,268630138	-5,513230507
16	-7,606717723	0,015684493	-0,117746820	0,028026921	1986	19,926084064	-4,176363486
17	-7,332487713	0,015802693	-0,287722410	0,024556552	1987	16,111413341	-4,517362620
18	-7,024088136	0,014119887	-0,474947955	0,026336764	1988	14,205387761	-3,401389850
19	-6,954331184	0,013444357	-0,394614193	0,026151343	1989	12,853301267	-1,513635659
20	-6,933547621	0,012336411	-0,399550396	0,018785886	1990	12,954772747	-2,350282504
21	-6,925472332	0,011660137	-0,398210124	0,014413243	1991	10,980823111	-2,092044054
22	-6,937719802	0,011049754	-0,416603752	0,010545512	1992	8,028399951	-1,473669332
23	-6,948672419	0,009962205	-0,368977474	0,008007554	1993	8,167355017	1,452052922
24	-6,962163789	0,009148673	-0,367798075	0,016246053	1994	3,860040059	0,016951602
25	-6,962823982	0,008559407	-0,378984285	0,002139667	1995	3,614301706	1,086927833
26	-6,954782388	0,008262343	-0,368721498	0,017363750	1996	1,200483546	2,444378659
27	-6,943317944	0,008230282	-0,420934567	0,004739583	1997	-2,339111165	1,819678635
28	-6,920957040	0,007945164	-0,376475483	0,004289316	1998	-4,376249094	2,754911459
29	-6,887736743	0,007992853	-0,362100822	0,002299198	1999	-6,442564497	3,464564130
30	-6,854287037	0,007959857	-0,387613277	0,013781927	2000	-9,901733972	4,324305008
31	-6,812716797	0,007673834	-0,362608547	0,010925476	2001	-13,163761756	4,544153834
32	-6,769259411	0,007612844	-0,345478142	-0,000454407	2002	-14,810741948	5,139510536
33	-6,719395625	0,007857925	-0,358816830	0,008326944	2003	-16,289954432	4,735066130
34	-6,660912180	0,007774203	-0,364247114	0,010848107	2004	-22,397375637	3,561568490
35	-6,594615977	0,007893596	-0,349700281	0,003630588	2005	-24,302158998	3,881898661
36	-6,524762786	0,008022308	-0,374401012	-0,000653025	2006	-28,096128459	2,937742850
37	-6,450773587	0,008303332	-0,358144471	0,008273432	2007	-30,347393341	1,945874821
38	-6,371476884	0,008403313	-0,368695079	0,011513432	2008	-32,442640494	0,963668304
39	-6,283660062	0,008492422	-0,359983863	0,015750531	2009	-34,842262645	0,497186342
40	-6,192101202	0,008681686	-0,361814406	0,007242108	2010	-37,288138880	0,108899433
41	-6,104125568	0,008768747	-0,356241024	0,008308809	2011	-41,327808021	-0,022136235
42	-6,009114203	0,008965052	-0,338132646	0,013388011	2012	-42,312308562	0,731567789
43	-5,913209828	0,008949958	-0,335384147	0,015304740	2013	-43,663982904	-0,547213307
44	-5,819974999	0,009018261	-0,319006077	0,006012250	2014	-48,135457772	-1,467150243
45	-5,720352330	0,009065768	-0,339408904	0,007460733	2015	-45,954852024	-0,856360901
46	-5,626542554	0,009093567	-0,333210712	0,008456080	2016	-48,710865025	-0,492023484
47	-5,529596076	0,009033748	-0,308723225	0,019223465	2017	-50,210041959	-1,035881715
48	-5,436690864	0,009069069	-0,292838523	0,006749232	2018	-50,789807569	-1,486140883
49	-5,336595794	0,009061882	-0,294232056	0,010194992	2019	-52,753682434	-2,181524983
50	-5,236324063	0,009192646	-0,283659832	0,007768840			
51	-5,145693527	0,009056994	-0,268592977	0,006376597			
52	-5,049982729	0,009061124	-0,257983295	0,005535926			
53	-4,957473481	0,009010183	-0,236293964	-0,004257372			
54	-4,860015030	0,009032334	-0,236957779	-0,004863678			
55	-4,768241800	0,009054346	-0,212288231	-0,002466806			
56	-4,677326159	0,009053090	-0,207578578	-0,002900097			
57	-4,583652176	0,009169516	-0,178818718	-0,006794076			
58	-4,492893343	0,009225685	-0,167982499	-0,004325915			
59	-4,402615671	0,009281159	-0,166169224	-0,006264570			
60	-4,305724324	0,009455223	-0,143832733	-0,004454817			
61	-4,216542674	0,009551577	-0,137917760	-0,002891537			

theta	-1,963874502
a	0,934675399
c	0,195144902

Mannen (vervolg)

62	-4,124464377	0,009750249	-0,118218649	-0,003744388
63	-4,034069282	0,009938037	-0,095871564	-0,001392907
64	-3,943735779	0,010125965	-0,083178243	0,000953250
65	-3,850953621	0,010340278	-0,063880893	-0,000018845
66	-3,764213716	0,010397380	-0,048322981	0,002337368
67	-3,673176648	0,010657144	-0,036561550	0,002744688
68	-3,580337801	0,010720739	-0,023786796	0,003339603
69	-3,489956549	0,010790110	-0,009558107	0,005400278
70	-3,395647914	0,010893725	-0,005934639	0,006679891
71	-3,302593836	0,010788303	0,005897955	0,010243789
72	-3,206945685	0,010821448	0,020278906	0,010919021
73	-3,111678463	0,010712752	0,026821564	0,012174736
74	-3,015503686	0,010598003	0,036294191	0,011461389
75	-2,920026164	0,010428394	0,043259083	0,010957659
76	-2,824051589	0,010199171	0,048880542	0,013486331
77	-2,727658786	0,009916626	0,050756964	0,016369490
78	-2,629435852	0,009580390	0,057888895	0,017075031
79	-2,532037041	0,009340889	0,064717543	0,015174385
80	-2,425940773	0,008997338	0,060180724	0,017882098
81	-2,326830029	0,008492667	0,060306215	0,019689929
82	-2,226286810	0,008113684	0,052877216	0,018925341
83	-2,126831856	0,007697536	0,052808724	0,020534275
84	-2,027723639	0,007307280	0,054035264	0,019174043
85	-1,929639254	0,006808047	0,054901697	0,014515450
86	-1,829141169	0,006355261	0,046369021	0,017739692
87	-1,734530589	0,005895089	0,047438243	0,016254307
88	-1,640108832	0,005414308	0,049618098	0,019323274
89	-1,548025676	0,004916550	0,043107542	0,017938924
90	-1,450435481	0,004580025	0,041504950	0,019442034

Vrouwen

x	A(x)	B(x)	alpha(x)	beta(x)	t	K(t)	kappa(t)
0	-5,150375131	0,020290890	-0,007029546	0,021649904	1970	46,443547782	
1	-7,637374567	0,018957943	0,022488271	0,000861945	1971	44,471629664	
2	-8,187142677	0,019944707	-0,004037867	-0,006534060	1972	43,327019192	
3	-8,427428764	0,020076227	-0,049761923	0,001033341	1973	41,660918476	
4	-8,618596243	0,020198009	0,020434402	0,014963483	1974	39,381135782	
5	-8,747552361	0,020401466	-0,051342702	-0,001748524	1975	38,665594506	
6	-8,809028460	0,019807786	-0,097470586	0,017266357	1976	37,018092861	
7	-8,927076448	0,020358655	-0,060397932	0,012178637	1977	31,050839538	
8	-8,964071698	0,018330369	-0,128656579	0,014410851	1978	31,101343275	
9	-9,006928213	0,017723333	-0,002504341	0,011862470	1979	28,644090426	
10	-9,017531975	0,016342220	0,010302964	0,017226136	1980	26,522094554	
11	-8,998895882	0,015067238	0,031766065	-0,006223224	1981	25,284413053	
12	-8,925216420	0,014591694	0,114042715	-0,003225829	1982	22,911576391	
13	-8,838398510	0,013261162	0,108307853	-0,011260058	1983	21,965766035	-12,182077758
14	-8,669303950	0,013371109	-0,042225395	0,015579106	1984	17,401663616	-9,107373962
15	-8,460957004	0,013811463	-0,104580324	0,013345226	1985	17,999822961	-9,017950669
16	-8,261761026	0,014107371	-0,089306381	0,010074683	1986	15,639881731	-7,537467674
17	-8,152773244	0,013917980	-0,134454949	0,025990661	1987	11,042560333	-8,154380859
18	-7,985500797	0,012230750	-0,258738458	0,000558742	1988	9,518026690	-7,244710013
19	-7,976281040	0,011735842	-0,240152153	0,013051336	1989	8,714522543	-5,315386972
20	-7,982874093	0,011595404	-0,218250647	0,006641284	1990	9,491921333	-6,833543225
21	-7,995775065	0,011471043	-0,184626800	0,007368164	1991	7,376801288	-5,742029142
22	-7,997129705	0,011144318	-0,159356651	0,008984157	1992	3,908865215	-4,641483540
23	-7,984760418	0,010774176	-0,143124619	-0,000269570	1993	4,565580874	-2,345124671
24	-7,970731110	0,010954855	-0,192734685	0,001979090	1994	0,089720167	-1,705713306
25	-7,933405992	0,010703583	-0,122575306	0,002365326	1995	-0,219117452	-1,799475083
26	-7,892071369	0,010285376	-0,148696734	0,002452919	1996	-1,976072741	-0,498611998
27	-7,849041941	0,010245108	-0,117431769	0,006065697	1997	-4,822142499	-0,080727218
28	-7,796117833	0,009913338	-0,090494244	0,008389016	1998	-6,726188501	0,863259755
29	-7,731513466	0,009749204	-0,074405613	0,007324214	1999	-7,761709860	2,617134765
30	-7,662350107	0,010040815	-0,094121879	0,009580362	2000	-11,028433009	4,039466040
31	-7,603159363	0,009802443	-0,065253720	0,000298826	2001	-13,766270494	5,022504204
32	-7,519104119	0,009845926	-0,101526901	-0,001167743	2002	-14,076832750	5,207000343
33	-7,436442855	0,009719975	-0,044762649	-0,003359710	2003	-14,578547677	4,054161382
34	-7,354363698	0,009580589	-0,058321563	0,006642930	2004	-21,652898016	5,098749152
35	-7,265747384	0,009656270	-0,074677087	0,005059493	2005	-22,626834125	3,951637700
36	-7,179410832	0,009668237	-0,066510710	0,005370429	2006	-26,018638484	4,655571626
37	-7,094791168	0,009524070	-0,081850199	0,013168477	2007	-27,997713848	2,718299013
38	-7,002217871	0,009419542	-0,076109782	0,009449084	2008	-28,574217537	3,122560658
39	-6,904005125	0,009240751	-0,078023888	0,009244756	2009	-31,109061816	1,836345383
40	-6,811131129	0,009477688	-0,039823056	0,008180005	2010	-33,050415314	2,602194755
41	-6,714887832	0,009105325	-0,046441613	0,012837006	2011	-36,876779375	4,000537606
42	-6,617057957	0,009166864	-0,042298921	0,013859566	2012	-36,134453048	3,845051374
43	-6,512520819	0,009102111	-0,044179858	0,006921276	2013	-37,385435373	3,075406101
44	-6,419963208	0,008985680	-0,032175507	0,015785246	2014	-42,130971463	3,761709043
45	-6,322772709	0,008813964	-0,032237268	0,009690380	2015	-38,757291346	3,691545491
46	-6,226719244	0,008695300	-0,001866612	0,017512317	2016	-41,771743749	5,087346672
47	-6,130688191	0,008716784	-0,004971971	0,017481954	2017	-42,303058544	4,303013712
48	-6,036041149	0,008721339	-0,003608409	0,014601320	2018	-42,852601260	4,853281111
49	-5,945804828	0,008668793	-0,012796525	0,015577874	2019	-44,712937698	3,799280203
50	-5,852244883	0,008552960	-0,030055298	0,017637747			
51	-5,771602173	0,008252527	0,002861113	0,016563692			
52	-5,682285768	0,008371414	0,015472459	0,014761469	theta	-1,860336002	
53	-5,605734753	0,008199932	-0,006272620	0,016958671	a	0,948362701	
54	-5,521634295	0,008116420	0,013398969	0,012641382	c	0,407085135	
55	-5,438019081	0,007962599	0,001523622	0,014880324			
56	-5,357659504	0,007997843	0,017004797	0,011884091			
57	-5,271080981	0,008013016	0,013750651	0,012545522			
58	-5,187843958	0,008215957	0,023243993	0,014051093			
59	-5,102438821	0,008164111	0,013041512	0,013794288			
60	-5,007354346	0,008262882	0,020768175	0,015306331			
61	-4,924586734	0,008290081	0,031936334	0,012726450			

Vrouwen (vervolg)

62	-4,835237420	0,008564139	0,009268202	0,016859767
63	-4,747370045	0,008783489	0,014163951	0,014546230
64	-4,653696310	0,009092804	0,012199687	0,014455649
65	-4,559169236	0,009321450	0,013571625	0,014034158
66	-4,465944888	0,009464935	0,010033251	0,014771114
67	-4,370147703	0,009830266	0,008582280	0,014347647
68	-4,270066983	0,009970655	0,016120870	0,015276989
69	-4,165762721	0,010264091	0,005918858	0,017105557
70	-4,058853639	0,010466384	0,004038155	0,016901286
71	-3,954223434	0,010625314	0,011377505	0,016449025
72	-3,840389190	0,010836106	-0,005358449	0,017318044
73	-3,727955245	0,010963486	-0,002208638	0,016905426
74	-3,614478311	0,011117096	-0,000279989	0,016418250
75	-3,497944354	0,011166712	0,000859698	0,016551020
76	-3,378078623	0,011089826	-0,005090291	0,016553728
77	-3,262353787	0,011097543	0,006016531	0,015536144
78	-3,140271088	0,010870527	0,001774057	0,015472706
79	-3,017350692	0,010680633	-0,001164659	0,014152608
80	-2,887136728	0,010333531	0,000610293	0,014264055
81	-2,764598872	0,009953575	0,005741326	0,012984545
82	-2,638989916	0,009653314	0,008187557	0,013549905
83	-2,514836713	0,009258029	0,008948685	0,013341375
84	-2,392969365	0,008909070	0,008289548	0,013196283
85	-2,272646472	0,008310668	0,007463393	0,013303707
86	-2,152074884	0,007850544	0,015693869	0,013288149
87	-2,036494542	0,007246365	0,021718461	0,012635765
88	-1,922923940	0,006743933	0,018720546	0,012215514
89	-1,809435457	0,006175802	0,024905793	0,011427925
90	-1,699907845	0,005644883	0,026357353	0,013291042

Covariantie- en Cholesky matrix

Covariantiematrix C				
	epsilon mannen	delta mannen	epsilon vrouwen	delta vrouwen
epsilon mannen	2,293141130	0,428910558	2,585390765	-0,464480172
delta mannen	0,428910558	0,878152988	0,476758077	0,532030561
epsilon vrouwen	2,585390765	0,476758077	3,360968811	-0,544232019
delta vrouwen	-0,464480172	0,532030561	-0,544232019	1,079121574

Cholesky matrix H				
	epsilon mannen	delta mannen	epsilon vrouwen	delta vrouwen
epsilon mannen	1,514312098	0,283237886	1,707303777	-0,306726845
delta mannen	0,000000000	0,893268877	-0,007629322	0,692856586
epsilon vrouwen	0,000000000	0,000000000	0,667850595	-0,022864533
delta vrouwen	0,000000000	0,000000000	0,000000000	0,710258531

APPENDIX B

Modelportefeuilles voorziening

Voor het vaststellen van het effect op de voorziening van modelportefeuilles, zijn zes modelportefeuilles gehanteerd. De portefeuilles onderscheiden zich in geslacht (man en vrouw) en gemiddelde leeftijd (jong, gemiddeld en oud). De modelportefeuilles hebben een (naar voorziening) gemiddelde gewogen leeftijd van 45 jaar (jong), 55 jaar (gemiddeld) en 65 jaar (oud).

De modelportefeuilles kennen levenslang ouderdagpensioen en levenslang partnerpensioen.

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).

Lft	Mannen jong			Mannen gemiddeld			Mannen oud		
	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)
30	15.000	10.500	-	1.500	1.050	-	500	350	-
40	25.000	17.500	150	8.500	5.950	1.000	3.000	2.100	-
50	10.000	7.000	450	15.000	10.500	2.000	7.000	4.900	200
60	7.500	5.250	450	15.000	10.500	2.000	15.000	10.500	5.000
70	3.500	2.100	600	8.500	5.100	500	15.000	9.000	10.000
80	1.500	750	-	3.500	1.750	150	15.000	7.500	5.000
90	-	-	-	500	200	-	10.000	4.000	2.000

Tabel B.1 Opgebouwde rechten per pensioensoort voor modelportefeuille mannen

Lft	Vrouwen jong			Vrouwen gemiddeld			Vrouwen oud		
	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)
30	7.500	5.250	50	2.500	1.750	-	750	525	-
40	20.000	14.000	150	7.500	5.250	100	1.000	700	-
50	15.000	10.500	250	12.500	8.750	250	5.000	3.500	250
60	5.000	3.500	50	10.000	7.000	250	10.000	7.000	500
70	1.000	600	-	7.500	2.250	100	12.500	3.750	1.000
80	-	-	-	5.000	1.000	-	10.000	2.000	500
90	-	-	-	1.000	100	-	5.000	500	250

Tabel B.2 Opgebouwde rechten per pensioensoort voor modelportefeuille vrouwen

Modelportefeuille premie

Voor het effect op de premie is één modelportefeuille gehanteerd. In Tabel B.3 is de opbouw in enig jaar per leeftijd opgenomen.

	Mannen		Vrouwen	
	OP (68)	PP (lat.)	OP (68)	PP (lat.)
30	600	420	400	280
40	750	525	500	350
50	800	560	550	385
60	600	420	400	280

Tabel B.3 Opbouw per pensioensoort voor modelportefeuilles premie

Voor het risico partnerpensioen wordt uitgegaan van 40 dienstjaren (indiensttreding op 28-jarige leeftijd, pensionering op 68-jarige leeftijd). Voor fondsen met ouderdompensioen en risicopartnerpensioen, is dus uitgegaan van totaal 40 dienstjaren voor alle deelnemers. Voor fondsen met ouderdompensioen en opbouw partnerpensioen is voor het risico partnerpensioen uitgegaan van de toekomstige dienstjaren (68 - huidige leeftijd deelnemer - 1 jaar).

Actuariële grondslagen

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

- Overlevingstafels: Prognosetafel AG2018 en Prognosetafel AG2020, met startjaar 2021
- Leeftijdscorrecties en/of ervaringssterfte: geen
- Rekenrente: 1,0% en 3,0%
- Pensioenleeftijd: 65 jaar voor de voorziening en 68 jaar voor de premie
- Voor het latent partnerpensioen geldt het volgende:
 - Onbepaald partnersysteem tot de pensioenleeftijd, met een partnerfrequentie van 100%, daarna op basis van het bepaalde partnersysteem.
 - Een leeftijdsverschil tussen man en vrouw van 3 jaar (man ouder dan vrouw).
 - Het geslacht van de partner is ongelijk aan het geslacht van de hoofdverzekerde.
- De koopsomtarieven voor het ouderdompensioen en het ingegaan partnerpensioen worden bepaald door het gemiddelde te nemen van een prenumerando uitkering en een postnumerando uitkering.

APPENDIX C

Literatuur en gehanteerde data

Dit rapport gaat uit van de gegevens zoals die medio juni 2020 beschikbaar waren in de databases van Eurostat, CBS (Statline) en HMD.

- [1] CBS gegevens uit Statline voor 2019:
Exposures-to-Risk (P-waarden); versie van 10 juni 2020:
<https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/37325/table?ts=1530795309853>
Observed Deaths (C-waarden en D-waarden); versie van 10 juni 2020:
<https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/37168/table?ts=1530802763004>
- [2] Eurostat data (data t/m 2018):
Exposures to Risk (demo_pjan) versie van 24 februari 2020:
http://appsso.eurostat.ec.europa.eu/nui/show.do?dataset=demo_pjan&lang=en
Observed Deaths (demo_mager en demo_magec) versie van 2 maart 2020:
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
- [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 AG2020 model. De Eurostat definitie van data voor Frankrijk is veranderd eind 2012: die omvat voortaan ook data uit overzeese gebiedsdelen. Daarvoor is gecorrigeerd in de Franse Eurostat data met behulp van het op 1 januari 2013 waargenomen verschil in de populaties volgens beide definities (de P-waarden) en het gedurende 2012 waargenomen verschil in sterfte voor bereikte leeftijden (de C-waarden).

GEO	2013 t/m 2016	2017	2018	2019	HMD-version
Austria	HMD	HMD	EUROS		2018.09.03
Belgium	HMD	HMD	HMD		2019.09.06
Denmark	HMD	HMD	HMD	HMD	2020.03.20
Finland	HMD	HMD	HMD		2019.12.02
France (metropolitan)	HMD	HMD	EUROS		2019.11.01
Germany (until 1990 former territory of the FRG)	HMD	HMD	EUROS		2018.12.17
Iceland	HMD	HMD	HMD		2020.04.02
Ireland	HMD	HMD	EUROS		2019.10.01
Luxembourg	HMD	HMD	EUROS		2019.12.10
Netherlands	HMD	HMD	HMD	CBS	2020.04.03
Norway	HMD	HMD	HMD		2019.11.21
Sweden	HMD	HMD	HMD		2020.01.09
Switzerland	HMD	EUROS	EUROS		2020.05.08
United Kingdom	HMD	EUROS	EUROS		2018.05.28

Tabel C.1 Databronnen AG2020

Bij de gevoeligheidsanalyse voor de impact van Covid-19 is voor de virtuele sterftegevallen in 2020 gebruik gemaakt van de wekelijkse sterftedata van het CBS tot en met week 21 plus de voorlopige gegevens uit de Short Term Mortality Fluctuations dataset in de Human Mortality Database.

Tevens zijn meest recente populatie- en migratiegegevens uit Eurostat gebruikt om tot de virtuele exposures voor 2020 te komen.

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

Reukers et al. (2019), Annual report Surveillance of influenza and other respiratory infections in the Netherlands: winter 2018/2019, RIVM.

CBS (2018), 'Meer sterfgevallen in wintermaanden', CBS. URL bezocht op 18 mei 2020.

EuroMOMO (2020), Graphs and Maps, EuroMOMO. URL bezocht op 18 mei 2020.

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 sterftekans, de waarde van een product of portefeuille etc.

Cohortlevensverwachting

Levensverwachting gebaseerd op een prognosetafel waarbij rekening gehouden wordt met verwachte toekomstige sterfteontwikkelingen in de komende kalenderjaren. Wanneer de cohortlevensverwachting bij geboorte wordt berekend, zijn de sterftekansen nodig van een nu 0-jarige, een over 1 jaar 1-jarige, een over 2 jaar 2-jarige en zo verder.

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 40 landen wereldwijd.

Ingegaan Partnerpensioen (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 Partnerpensioen (latent NP)

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

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

De levensverwachting gebaseerd op de sterftetekansen in een bepaalde periode, meestal in één kalenderjaar. Deze verwachting 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 niet worden gebruikt om in te schatten hoe lang mensen naar verwachting nog leven.

Prognoseperiode

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

Prognosetafel

Sterftetafel waarin per toekomstig jaar sterftetekansen worden weergegeven. Hierdoor is per combinatie van leeftijd en waarnemingsjaar de sterftetekans 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 sterftetekansen 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 2020



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