





# Inhoud

**Voorwoord** – 5



**Verantwoording** – 6

**Samenvatting** – 8

## **1 COVID-19 en de impact op de sterftetafel** – 14

- 1.1 Gebruikte datapunten in prognosemodel AG2020 – 14
- 1.2 Toevoegen nieuwe data: oversterfte niet gelijk verdeeld over alle leeftijden – 15
- 1.3 Het AG2020-prognosemodel is zonder aanpassingen niet toepasbaar – 15
- 1.4 Het AG2022-prognosemodel: oversterfte in Nederland apart gemodelleerd – 15
- 1.5 Welk scenario voor oversterfte is passend? – 16
- 1.6 Parameters binnen scenario 'verdwijnd' – 17

## **2 Data** – 18

- 2.1 Data Nederland en Europa zijn input voor het prognosemodel AG2022 – 19
- 2.2 Europese sterftedata: geselecteerde landen – 20
- 2.3 Gegevensbereik – 20
- 2.4 Data voor jaren met COVID-19 – 21
- 2.5 Bronnen voor data: HMD, Eurostat, CBS en statistische bureaus uit VK – 23

## **3 Het prognosemodel** – 24

- 3.1 Oversterfte als direct en indirect gevolg van COVID-19 – 26
- 3.2 Nieuwe sluitingsmethodiek – 32
- 3.3 Gevonden parameterwaarden voor leeftijdseffecten – 36





## **4** Gevolgen voor levensverwachting, voorziening, premie en AOW-leeftijd – 39

- 4.1 Definities van levensverwachting – 39
- 4.2 Waarnemingen ten opzichte van AG2022 – 26
- 4.3 Van AG2020 naar AG2022 – 41
- 4.4 Prognose in perspectief – 44
- 4.5 Koppeling levensverwachting op 65 jaar in 1<sup>e</sup> en 2<sup>e</sup> pijler – 45
- 4.6 Effecten op voorzieningen – 47

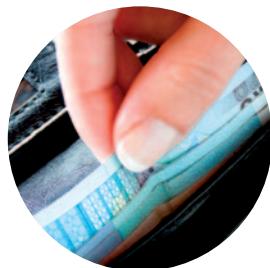
## **5** Onzekerheid – 50

- 5.1 Soorten onzekerheid – 51
- 5.2 Simulaties voor de levensverwachting – 53
- 5.3 Simulaties voor de verplichtingen – 55
- 5.4 Alternatieve COVID-scenario's – 57



## **Appendices** – 59

- Appendix A – AG2022 voor doe-het-zelvers – 60
- Appendix B – Limiet sterftেকans onder Kannisto per prognosejaar – 68
- Appendix C – Modelportefeuilles – 70
- Appendix D – Gehanteerde data en literatuur en – 74
- Appendix E – Verklarende woordenlijst – 77







# Voorwoord

Elke twee jaar publiceert het Koninklijk Actuarieel Genootschap (AG) de nieuwe prognosetafel voor de Nederlandse levensverwachting. Sinds de publicatie AG2014 is sprake van een stochastisch model zodat naast de bekende 'best estimate' sterftekansen voor het vaststellen van voorzieningen en premies, ook rekening kan worden gehouden met de onzekerheid in de sterftekansen. In tien jaar tijd is het model elke twee jaar verbeterd en nu ligt de publicatie van de Prognosetafel AG2022 (of kortweg AG2022) voor u. De levensverwachting is in 2020 en 2021 volop in het nieuws geweest vanwege COVID-19. Dit heeft er in 2021 toe geleid dat de Commissie Sterfte Onderzoek (CSO) een tussentijdse publicatie heeft geschreven over de mogelijke effecten van COVID-19 op de levensverwachting. Belangrijkste conclusies toen waren dat nog veel onzeker was en dat het koffiedik kijken was voor wat betreft de langetermijneffecten van COVID-19. Ook nu is daar nog maar beperkt zicht op. Wel zijn er ontwikkelingen die hoopvol stemmen, zoals een hoge vaccinatiegraad en een mildere omikronvariant.

De CSO en de Werkgroep Prognosetafels hebben een aantal mogelijke COVID-19-scenario's onderzocht en afgewogen. Ruim twee jaar domineerde COVID-19 het nieuws: veel besmettingen, veel ziekenhuisopnames, uitgestelde zorg en veel meer overlijdensgevallen. De huidige realiteit roept de vraag op wat het langetermijneffect van COVID-19 zal zijn en hoe men dit effect mee moet nemen in de prognose van de sterftekansen en de langetermijnlevensverwachting. In deze publicatie worden de aanpak van de modellering van COVID-19 en de visie van de commissie uitgebreid toegelicht.

De huidige publicatie geeft een update van de prognosetafel. De CSO en de werkgroep hebben zich niet alleen gebogen over de mogelijke effecten van COVID-19, er zijn ook andere onderzoeken gedaan waardoor het model op een aantal punten is verbeterd. De commissie en de werkgroep hebben daarbij goed geluisterd naar vragen vanuit de beroepsgroep die bij bij eerdere publicaties en eerdere verdiepingssessies werden gesteld. Niet elk onderzocht punt leidde tot een aanpassing van het model. Wel kan worden gesteld dat een kleine wijziging in de modellering of een modelparameter kan leiden tot substantiële veranderingen in de voorzieningen en premies.

Het bestuur van het AG spreekt zoals altijd haar dank uit aan de commissie en de werkgroep voor hun niet aflatende inzet om tot een zo goed mogelijke prognose te komen voor de levensverwachting. Het mag duidelijk zijn dat, gegeven de bijzondere situatie van de afgelopen twee jaar, het AG tevreden is met het grondige onderzoek en het tijdig publiceren van deze prognosetafel.

# Verantwoording

Het volgen van de ontwikkeling van sterfte in Nederland en het prognosticeren hiervan, is sinds jaar en dag een belangrijke taak van het Koninklijk Actuariel Genootschap (AG). Dit komt tot uiting in de lange reeks van periode- en prognosetafels die het AG sinds 2010 tweejaarlijks publiceert. Met het huidige stochastische model dat we gebruiken sinds AG2014 kan, naast de sterfteprognose, ook de onzekerheid daarin worden weergegeven. In de afgelopen jaren is veel onderzoek gedaan en is het model verder verbeterd, waardoor een robuuster model is ontstaan.

Het AG bundelt expertise uit de wetenschap en de pensioen- en verzekeringswereld om deze sterfteprognose te kunnen maken.

Het AG-model is transparant en maakt vrijwel uitsluitend gebruik van publiekelijk beschikbare gegevens<sup>1</sup>. 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.

---

1 – Een uitzondering betreft de COVID-19-factoren omdat daarvoor gebruik gemaakt is van maatwerkdata opgevraagd bij het CBS.

## Commissie Sterfte Onderzoek

De Commissie Sterfte Onderzoek (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 2022 uit de volgende leden:

B.L. de Boer AAG, voorzitter  
drs. C.A.M. van Iersel AAG CERA, secretaris  
M.J.A. Klein MSc AAG  
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 Werkgroep Prognosetafels ingesteld met de opdracht de CSO te ondersteunen bij het ontwikkelen van de prognosetafels. De Werkgroep Prognosetafels bestaat medio 2022 uit de volgende leden:

F. van Berkum PhD, voorzitter  
F.J. Cuijpers MSc AAG  
ir. drs. J.H. Tornij  
J.I. Tol MSc AAG  
W. van Wel MSc AAG  
K. Wittekoek MSc

De Werkgroep Prognosetafels heeft diverse ondersteunende analyses uitgevoerd om tot de AG2022-prognose te komen. Deze analyses hebben het inzicht vergroot en tot aanpassingen in het model geleid. Alle berekeningen zijn onafhankelijk gevalideerd om de kwaliteit van de uitkomsten te kunnen waarborgen.



# Samenvatting

**Met de publicatie van de Prognosetafel AG2022 presenteert het Koninklijk Actuarieel Genootschap (AG) een inschatting van de verwachte ontwikkeling van de overlevingskansen en de levensverwachting in Nederland. Het resultaat is een prognose van de sterftekansen per leeftijd per toekomstig jaar voor mannen en vrouwen. De Prognosetafel AG2022 vervangt de Prognosetafel AG2020.**

Het prognosemodel is onder andere relevant voor pensioenfondsen en verzekeraars. Het prognosemodel kan gebruikt worden om de voorzieningen die pensioenfondsen en verzekeraars aanhouden vast te stellen, waarbij desgewenst rekening kan worden gehouden met de fonds- of portefeuillespecifieke ervaringssterfte. Pensioenuitkeringen zijn afhankelijk van het leven van de deelnemer en van zijn of haar partner. Voor de waardering van deze uitkeringen is een inschatting van hun toekomstige sterftekansen nodig.

Conclusie is dat de levensverwachting in de toekomst naar verwachting zal blijven stijgen en zelfs iets sneller dan eerder op basis van de Prognosetafel AG2020 werd verwacht. Dit heeft tot gevolg dat de voorzieningen en premies toenemen in vergelijking met de Prognosetafel AG2020.

## **Bijzondere jaren: 2020 en 2021**

De afgelopen twee jaar vormden een bijzondere periode omdat sinds begin 2020 het coronavirus rondgaat. Dit heeft op vele gebieden invloed gehad en door de hogere sterfte was COVID-19 voor de Commissie Sterfte Onderzoek (CSO) een belangrijk aandachtspunt bij de vaststelling van de Prognosetafel AG2022.

Ten tijde van de publicatie van de Prognosetafel AG2020 (september 2020) doofde de eerste coronagolf uit en na de publicatie volgden meerdere coronagolven. De eerdere tussentijdse publicatie in juli 2021 leidde niet tot een aanpassing van de prognosetafel vanwege de onzekerheid over het vervolg van COVID-19 die er toen was.



In deze tweejaarlijkse publicatie wordt veel aandacht besteed aan de impact van COVID-19, maar daarnaast zijn ook enkele andere zaken onderzocht:

- Het **landencriterium** is opnieuw bekeken;
- De **sluitingsmethodiek** van de prognosetafel is geëvalueerd en aangepast.

## Landencriterium

Het prognosemodel maakt niet alleen gebruik van Nederlandse sterftedata, maar ook van sterftedata van een selectie van Europese landen. Dit zijn landen die, net als Nederland, een bovengemiddelde welvaart kennen. Voor de publicatie AG2022 is besloten dezelfde landenset te gebruiken die ook in voorgaande publicaties is gebruikt. In voorgaande publicaties is het bovengemiddeld bruto binnenlands product (BBP) als criterium gebruikt voor de landeselectie. De huidige cijfers komen uit op dezelfde selectie van landen, maar mochten in de komende jaren andere landen voldoen aan het criterium bovengemiddeld BBP dan zal dit niet automatisch leiden tot een andere selectie van landen. Uiteraard blijven wij de ontwikkelingen in de Europese landen volgen.

## Sluitingsmethodiek

Omdat voor hogere leeftijden te weinig waarnemingen beschikbaar zijn om betrouwbare overlevingskansen te modelleren, wordt gebruik gemaakt van een zogenaamd sluitingsmechanisme. Sinds AG2014 is gebruik gemaakt van de sluitingsmethodiek van Kannisto om per prognosejaar de sterftekansen te modelleren voor hoge leeftijden. Deze toepassing is verder onderzocht, mede naar aanleiding van signalen van enkele gebruikers van de publicatie. Bij de prognose nemen de overlijdenskansen af over de tijd. Onze toepassing van de Kannisto-sluitingsmethode in AG2014 en daarna heeft echter tot gevolg dat bij hoge leeftijden vanaf circa 100 jaar de sterftekansen juist stijgen en de levensverwachting convergeert naar een (vooraf bekende) limiet. Het gevolg is dat de onzekerheid in de projecties afneemt met de looptijd van de projectie. Het onderzoek heeft tot een nieuwe sluitingsmethodiek geleid waarbij ook voor hoge leeftijden sterfteverbeteringen worden verwacht.

## Impact COVID-19 in 2020 en 2021

COVID-19 heeft vooral impact gehad op de leeftijden vanaf 55 jaar en nauwelijks op lagere leeftijden. Bij het onverkort toepassen van het AG2020-model met data uit de COVID-19-jaren, bepalen de parameters waarmee de tijdseffecten worden geschat het effect van COVID-19, terwijl de parameters waarmee leeftijdseffecten worden geschat, niet of nauwelijks veranderen. Daarom zou dit onterecht ook voor lagere leeftijden tot significante oversterfte in de prognose leiden, terwijl daar op grond van observaties voor leeftijden tot ongeveer 55 jaar geen aanleiding voor is.

De CSO heeft besloten het Prognosemodel AG2022 aan de nieuwe werkelijkheid aan te passen. Ten tijde van het schrijven van dit rapport wordt als volgt gedacht over COVID-19:

- COVID-19 zal nog enige tijd impact kunnen hebben.
- De ernst van het ziektebeeld is (sinds de mutatie naar de omikronvariant) afgenomen.
- De hoge vaccinatiegraad beperkt het aantal besmettingen en de ernst van de impact van de besmetting.

Deze ontwikkelingen hebben tot gevolg dat het COVID-19-virus relatief minder dodelijk is geworden dan aan het begin van de pandemie.

Er zijn nog veel onzekerheden ten aanzien van COVID-19 en de impact ervan op de levensverwachting, en er zijn veel vragen die nu nog niet goed te beantwoorden zijn:

- Welke nieuwe varianten komen er en wat is de ernst van het ziektebeeld van deze varianten?
- Heeft de impact van COVID-19 op de ziekenhuisbezetting ook impact gehad (lees vertraging) op de behandeling van andere ziektes waardoor op termijn meer overlijdens zijn te verwachten?
- In hoeverre zijn sterfte door COVID-19 en griep gecorreleerd? In 2020 is er geen griep epidemie geweest mede door de maatregelen zoals afstand houden en het dragen van mondkapjes.
- In hoeverre is er sprake van een verbeterde weerbaarheid?
- Heeft het wel of niet doormaken van COVID-19 invloed op het ziektebeeld van andere ziektes op de (middel)lange termijn?

## Prognosemodel AG2022 – impact oversterfte door COVID-19 in 2020 en 2021

### AG2020-model met een update van EU2019

Voor de modellering is uitgegaan van het oorspronkelijke AG2020-model tot 1 januari 2020, terwijl de periode vanaf 1 januari 2020 apart is gemodelleerd. Het oorspronkelijke Prognosemodel AG2020 wordt wel opnieuw geschat met een toevoeging van de Europese data van het jaar 2019 (het laatste jaar zonder COVID-19) en voor zover van toepassing een update van alle overige datapunten<sup>2</sup>. Deze data waren ten tijde van het vaststellen van de Prognosetafel AG2020 nog niet beschikbaar. Het toevoegen en updaten van deze data leidt ertoe dat de levensverwachting ten opzichte van de oorspronkelijke Prognosetafel AG2020 stijgt, omdat de sterftetekansen in Europa in 2019 lager waren dan verwacht.

### Impact COVID-19: oversterfte 2020 en 2021

De data van de twee COVID-19-jaren worden gebruikt om de oversterfte in 2020 en 2021 te modelleren. Het Prognosemodel AG2020 kent een Europese factor en een factor die de Nederlandse afwijking ten opzichte van de Europese sterfte kwantificeert. Voor de oversterfte wordt uitsluitend gekeken naar Nederlandse data. Daarvoor zijn verschillende redenen.

- Er zijn verschillen in de aanpak van COVID-19 tussen de Europese landen. Die verschillen leiden tot een hogere of juist lagere impact van COVID-19 in de landen om ons heen.
- Op Europees niveau beschikken we niet over leeftijdsspecifieke sterftcijfers op weekbasis, maar alleen over overlijdens in leeftijdsklassen van 5 jaar. Voor Nederland beschikken we wel over leeftijdsspecifieke gegevens.

Het COVID-19-effect wordt ingeschat op basis van Nederlandse CBS-sterftedata op weekbasis uit 2020 en 2021 gedifferentieerd naar leeftijd en geslacht. Door deze data te corrigeren voor seizoensinvloeden – in de winter overlijden immers meer mensen dan in de zomer – kan het effect van oversterfte worden bepaald in de vorm van een tijdseffect (voor 2020 en 2021) dat samen met het leeftijdseffect resulteert in een opslag op de ingeschatte sterfte. Deze leeftijdsafhankelijke oversterfte kent een geheel ander verloop dan de leeftijdseffecten volgens het AG2020-model: in model AG2022 is alleen voor hogere leeftijden een duidelijk leeftijdseffect aanwezig en is het leeftijdseffect voor leeftijden onder 55 jaar gelijkgesteld aan nul. Dit is in lijn met de waargenomen sterfte in de jaren 2020 en 2021 waarin voor deze leeftijdscategorie nauwelijks oversterfte is geconstateerd als gevolg van COVID-19. De projecties van de overlijdenskansen voor leeftijden onder 55 jaar worden daarom door deze modellering niet beïnvloed door COVID-19.

---

<sup>2</sup> – Het komt voor dat met terugwerkende kracht mutaties worden doorgevoerd op met name de sterftedata. Deze mutaties zijn veelal beperkt en hebben dus een beperkte invloed op de uitkomsten. Daarom wordt in de rest van de publicatie louter gesproken over het toevoegen van de Europese data voor het jaar 2019. Hiermee wordt dus ook een update van de eerdere jaren bedoeld voor zowel Nederland als Europa als er met terugwerkende kracht mutaties in de data of bronnen hebben plaatsgevonden.

### Verwachte ontwikkeling impact COVID-19 op de levensverwachting

Omdat sprake is van onzekerheid over de impact van COVID-19, is een aantal mogelijke toekomstscenario's geanalyseerd en afgewogen. De commissie heeft op basis van de huidige informatie een specifiek scenario geselecteerd waarbij de impact van COVID-19 op de overlevingskansen op termijn verdwijnt. COVID-19 kan nog steeds een levensbedreigende ziekte zijn, maar de commissie verwacht dat dit nagenoeg geen blijvend effect zal hebben op de langetermijnlevensverwachting. Dit betekent dat in de modellering de impact van COVID-19 op de levensverwachting na een aantal jaren verdwijnt en we terugkeren naar de situatie zoals in de periode vóór COVID-19. De gebruikte halfwaardetijd is 1 jaar zodat na elk jaar nog maar de helft van het COVID-19-effect zichtbaar is ten opzichte van het daaraan voorafgaande jaar.

### Samenvatting modelaanpassingen

De aanpassingen in model en data zijn:

- Toevoegen Europese data uit 2019 aan het Prognosemodel AG2020;
- Verbeteren van de sluitingsmethodiek;
- Toevoegen van een tijdelijk COVID-19-effect op basis van de oversterfte in 2020 en 2021 voor leeftijden vanaf 55 jaar.

### Gevolgen voor cohortlevensverwachting, voorziening en premie

In de volgende tabel worden de effecten van de nieuwe prognosetafel getoond en is te zien dat de levensverwachting bij geboorte voor zowel mannen als vrouwen toeneemt: voor mannen met 0,5 jaar en voor vrouwen met 0,9 jaar. De resterende levensverwachting voor een 65-jarige stijgt voor zowel mannen als vrouwen met 0,2 jaar.

Cohortlevensverwachting in 2023	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2020	89,5	91,9	20,2	23,1
Toevoegen EU2019	0,2	0,3	0,1	0,1
Sluitingsmethode	0,3	0,6	0,1	0,1
COVID-19-effect	0,0	0,0	0,0	0,0
AG2022	90,0	92,8	20,4	23,3

Tabel met (resterende) cohortlevensverwachting in 2023

Deze toename is vooral het gevolg van het toevoegen van het datapunt 2019 voor Europa en de wijziging van de sluitingsmethode.

De impact van het toevoegen van een tijdelijk COVID-19 effect is vrijwel nihil. In hoofdstuk 4 worden de uitkomsten nader toegelicht.



Conclusie is dat de levensverwachting in de toekomst naar verwachting zal blijven stijgen en zelfs iets sneller dan eerder op basis van de Prognosetafel AG2020 werd verwacht.

In onderstaande tabel wordt de wijziging van de voorziening voor een gemiddeld pensioenfonds (gemiddelde leeftijd 55 jaar) bij een rekenrente van 3% en 1% getoond.

Effect voorziening gemiddeld fonds	Rekenrente 3%		Rekenrente 1%	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
Toevoegen EU2019	0,4%	0,4%	0,5%	0,5%
Sluitingsmethode	0,2%	0,3%	0,4%	0,5%
COVID	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
<b>Totaal</b>	<b>0,6%</b>	<b>0,7%</b>	<b>0,9%</b>	<b>1,0%</b>

Voor een gemiddeld pensioenfonds neemt de voorziening met circa 0,7% toe bij een rekenrente van 3%. De toenames zijn enkele tienden van procenten groter bij een rekenrente van 1%.

Het effect op de premie is groter dan het effect op de voorziening. Bij een rekenrente van 3% is bij een gemiddeld fonds de toename 0,6 % tot 1,1%, afhankelijk van de dekking van het partnerpensioen. Bij een rekenrente van 1% bedraagt deze toename 1% tot 1,5%.

# 1

## COVID-19 en de impact op de sterftetafel

### 1.1 Gebruikte datapunten in prognosemodel AG2020

Bij de vorige publicatie (Prognosetafel AG2020) zijn de volgende overlevingscijfers gebruikt:

- **Nederland** tot en met 2019;
- **Europa** tot en met 2018.

Dit zijn de data die op dat moment bekend waren. Het coronavirus heeft gezorgd voor een nieuwe doodsoorzaak vanaf het begin van 2020. Zolang er geen beschermende maatregelen waren om besmetting te voorkomen of de effecten na besmetting te mitigeren, leidde het coronavirus voor sommige leeftijdscategorieën tot aanzienlijke oversterfte, die deels aan COVID-19 en deels aan de indirecte gevolgen van COVID-19 kan worden toegeschreven.

In de sterftedata die gebruikt zijn voor de Prognosetafel AG2020 was nog geen sprake van oversterfte als gevolg van COVID-19. In de publicatie Prognosetafel AG2020 zijn wel eerste gevoeligheidsanalyses getoond van de gevolgen van COVID-19 op basis van de oversterftcijfers in de eerste helft van 2020. Destijds is besloten de prognosetafel hier niet op aan te passen.

Medio 2021 hebben wij als CSO een tussentijdse analyse uitgevoerd. Voor deze analyse is de oversterfte ten opzichte van de 'best estimate' volgens het AG2020-prognosemodel gemodelleerd via een extra term die we op de toen beschikbare weekdata hebben gekalibreerd (namelijk de weken van 2020 en de eerste 10 weken van 2021). Naar aanleiding van deze analyse concludeerde de commissie dat ook toen een tussentijdse update niet noodzakelijk was<sup>3</sup>.

3 – Commissie Sterfte Onderzoek, 2021. *AG2020 en de impact van de COVID-19-pandemie: Over- en ondersterfte sinds januari 2020*. Koninklijk Actuarieel Genootschap

## 1.2 Toevoegen nieuwe data: oversterfte niet gelijk verdeeld over alle leeftijden

Voor de vaststelling van de Prognosetafel AG2022 zijn meer data bekend. De datapunten die normaliter voor een prognose in 2022 toegevoegd zouden worden (jaargegevens Europa 2019 en 2020 en Nederland 2020 en 2021) zijn, met uitzondering van Europa 2019, beïnvloed door de oversterfte als gevolg van COVID-19. Door de pandemie laten de sterftedata over de jaren 2020 en 2021 een ander patroon zien dan de jaren daarvoor. De oversterfte in 2020 en 2021 manifesteerde zich met name op de hogere leeftijden. In hoofdstuk 2 wordt dit geïllustreerd in figuren 2.3.

## 1.3 Het AG2020-prognosemodel is zonder aanpassingen niet toepasbaar

Het prognosemodel AG2020, dat trends uit het verleden doortrekt naar de toekomst, kan niet zonder meer gebruikt worden voor de sterftedata uit 2020 en 2021 vanwege de leeftijdsspecifieke gevolgen van COVID-19.

Het AG2020-prognosemodel voorspelt de sterftekansen, gebruikmakend van twee elementen: de leeftijdsafhankelijke factoren (A-, Alpha-, B- en Bèta-parameters) en een prognose van de ontwikkeling van de over verschillende leeftijden geaggregeerde effecten in de tijd (K- en Kappa-tijdreeksen).

Zonder aanpassingen van het AG2020-prognosemodel komt de oversterfte in 2020 en 2021 (modelmatig) vrijwel uitsluitend terecht in de K- en Kappa-tijdreeksen, aangezien de leeftijdsafhankelijke parameters (A-, Alpha-, B- en Bèta-parameters) na toevoeging van de jaren 2020 en 2021 niet of nauwelijks veranderen, omdat deze twee jaren weinig invloed hebben ten opzichte van de leeftijdseffecten van de tientallen jaren data ervoor. Dit betekent dat in het onaangepaste model de oversterfte aangrijpt op alle leeftijden en wel volgens de pre-COVID-leeftijdseffecten, waardoor voor alle leeftijden een hogere sterfte wordt voorspeld in vergelijking met de prognoses uit AG2020. Ook voor leeftijden lager dan 55 jaar zou dit tot een hogere sterfte leiden, terwijl er bij die leeftijdsgroepen nauwelijks sprake was van oversterfte. Voor hogere leeftijden is er wel sprake van hogere sterfte, maar deze sterfte is minder hoog dan op grond van de waargenomen data voor de jaren 2020 en 2021 zou mogen worden verwacht. De gemodelleerde sterfte sluit dus niet goed aan bij wat we in de data voor de jaren 2020 en 2021 observeren.

## 1.4 Het AG2022-prognosemodel: oversterfte in Nederland apart gemodelleerd

Er is gekozen voor een model waarbij de oversterfte vanaf 2020 in Nederland apart gemodelleerd is. Dit betreft de oversterfte ten opzichte van de verwachte sterfte volgens de trend geschat op basis van data van vóór de coronaperiode (op basis van het AG2020-prognosemodel). Deze oversterfte zal grotendeels, maar niet volledig, veroorzaakt zijn door directe en indirecte gevolgen van COVID-19. Bij de kalibratie van het model in 2020 hadden we als CSO nog niet de beschikking over de Europese data van 2019. Daarover beschikken we nu wel. Daarom is het AG2020-prognosemodel opnieuw gekalibreerd, waarbij ook de Europese data van 2019 zijn gebruikt.

Voor het kwantificeren van de oversterfte in 2020 en 2021 zijn slechts twee jaar aan gegevens beschikbaar. Daarom hebben we eerst een model met data op weekbasis gebruikt. Vervolgens zijn de uitkomsten op weekniveau voor zowel mannen als vrouwen via aggregatie vertaald naar jaareffecten voor mannen en vrouwen.

Hoewel ook onderzocht is of het mogelijk was om de oversterfte in Europa en de Nederlandse afwijking daarvan apart te modelleren, is ervoor gekozen om alleen de oversterfte in Nederland te modelleren, omdat:

- Binnen Europa de COVID-19-golven niet gelijktijdig plaatsvonden.
- De maatregelen tegen COVID-19 niet overal gelijk waren, zowel ten aanzien van lockdowns als het toedienen van vaccins.
- In Europa, sterftedata op weekbasis alleen voor leeftijdscohorten van 5 jaar beschikbaar zijn, terwijl in Nederland data per leeftijd beschikbaar zijn.

De aparte "Oversterfte 20-21"-term is dus een additioneel element in het prognosemodel.

## 1.5 Welk scenario voor oversterfte is passend?

Voor de prognose vanaf 2022 is aan de projectie volgens het AG2020-prognosemodel (opnieuw gekalibreerd inclusief de Europese data over 2019) een additioneel element toegevoegd: de projectie van de oversterfte gemodelleerd vanaf 2020. Omdat we hiervoor slechts twee jaar aan data beschikbaar hebben is het onzeker of het verloop van oversterfte in die twee jaar ook kenmerkend is voor het verloop in de toekomst. Er is daarom een keuze nodig voor het scenario dat wij op het moment van het schrijven van deze publicatie het meest plausibel achten. Op basis van wetenschappelijke literatuur en uitspraken door experts over COVID-19<sup>4</sup> heeft de CSO een aantal scenario's geformuleerd. In deze scenario's worden verwachtingen uitgesproken ten aanzien van de oversterfte. Met oversterfte wordt bedoeld: de oversterfte ten opzichte van de sterfte zoals voorspeld met het AG2020-prognosemodel (opnieuw gekalibreerd inclusief de Europese data over 2019).

1. **Structureel:** De oversterfte zoals geobserveerd is structureel, oftewel de sterfte in 2020 en 2021 is maatgevend voor de sterfte in de komende jaren.
2. **Incidenteel:** De oversterfte is incidenteel en treedt de komende jaren niet op (ook niet in 2022). De prognose zal in dat geval min of meer aansluiten op de prognoses van vóór corona.
3. **Verdwijnd:** De impact van COVID-19 op de sterfte zal afnemen en uiteindelijk verdwijnen.
4. **Nieuwe normaal:** De impact van COVID-19 op de sterfte zal afnemen, maar niet geheel verdwijnen. De oversterfte zal stabiliseren op een vast niveau.
5. **Groeiend:** Op de (middel-)lange termijn neemt de oversterfte toe tot boven het niveau van de oversterfte in 2020 en 2021. Deze toename zou bijvoorbeeld het

4 – Stoeldraijer, L., de Regt, S., & van Duin, C. (2021, 12 16). Retrieved from CBS – Kernprognose 2021-2070: *Bevolkingsgroei trekt weer aan*: <https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/statistische-trends/2021/kernprognose-2021-2070-bevolkingsgroei-trekt-weer-aan?onepage=true#c-3--Bijgestelde-veronderstellingen-en-resultaten-voor-geboorte--sterfte-en-migratie>;

– Woolnough, K., Dr Ivanovic, B., Kramer, S., & Busenhardt, J. (2007). *Pandemic influenza: A 21st century model for mortality shocks*. Swiss Reinsurance Company;

– Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. (2021). *Navigeren en anticiperen in onzekere tijden*. Den Haag: KNAW



gevolg kunnen zijn van een dodelijkere mutatie, uitgestelde zorg, aantasting van het immuunsysteem door COVID-19 en/of uitgestelde sterfte als gevolg van Long COVID.

6. **Herintroductie:** Op korte termijn neemt de oversterfte af, maar na enkele jaren groeit de oversterfte weer tot het niveau van 2020-2021.
7. **Gestegen weerbaarheid:** door COVID-19 zijn de zwakkeren in de bevolking overleden, waardoor de komende jaren sprake zal zijn van ondersterfte en/of door COVID-19 heeft het immuunsysteem een boost gekregen, waardoor de griep ook minder dodelijk zal zijn de komende jaren. Daardoor is er een blijvend verlagend effect op de sterftetekansen.

Alle zeven scenario's hebben wij overwogen, besproken en de impact daarvan inzichtelijk gemaakt. Tevens hebben wij ingeschat welk scenario wij het meest waarschijnlijk achten en welke parameters de toekomst het beste kunnen duiden. Helder is dat het hoogst onzeker is hoe COVID-19 zich de komende jaren gaat ontwikkelen en welk effect dit gaat hebben op de overlevingskansen van de Nederlandse bevolking.

Wij hebben als commissie gekozen voor het scenario 'verdwijnd'. Wij achten het op dit moment het meest aannemelijk dat COVID-19 endemisch is, dan wel op korte termijn endemisch wordt. Wij verwachten dat COVID-19 de komende jaren tot verhoogde sterfte in Nederland (ten opzichte van de 'best estimate' volgens het AG2020-prognosemodel) gaat leiden, maar dat de vaccins en andere maatregelen de oversterfte zullen indammen, waardoor de impact kleiner zal zijn dan in 2020 en 2021 en de oversterfte uiteindelijk verdwijnt.

Het CBS<sup>5</sup> maakt een vergelijkbare keuze en vermeldt in de kernprognose 2021-2070 gekozen te hebben voor een scenario waarbij COVID vanaf 2023 geen impact meer heeft op de sterfte.

## 1.6 Parameters binnen scenario 'verdwijnd'

Hoe snel neemt de oversterfte af en op welke termijn wordt verwacht dat het effect van COVID-19 praktisch gezien is verdwenen? De beantwoording van deze vragen is op basis van de nu bekende informatie niet eenvoudig. Wij hebben geen literatuur of uitspraken van experts gevonden die wij kunnen gebruiken om een inschatting te geven van de snelheid waarmee de impact van een virus verdwijnt. Het scenario 'verdwijnd' is ingevuld met een exponentiële afname van de oversterfte met een halveringstijd van 1 jaar. De impact van COVID-19 is op basis van deze aanname in de eerste jaren beperkt (dit ligt in lijn met de artikelen genoemd onder <sup>4</sup>) en is na 2026 bijna verdwenen.

De impact op de cohortlevensverwachting en de voorziening van langlevensproducten is maar zeer beperkt bij de keuze voor een halveringstijd van 1 jaar. Voor kortlevensproducten en met name risicoverzekeringen is het effect groter. Een andere, niet al te veel afwijkende keuze voor de halfwaardetijd binnen het scenario 'verdwijnd', zal niet tot veel hogere of lagere levensverwachtingen/ voorzieningen voor langlevensproducten leiden.

5 – Stoeldraijer, L., de Regt, S., & van Duin, C. (2021, 12 16). Retrieved from CBS – Kernprognose 2021-2070: Bevolkingsgroei trekt weer aan: <https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/statistische-trends/2021/kernprognose-2021-2070-bevolkingsgroei-trekt-weer-aan?onepage=true#c-3--Bijgestelde-veronderstellingen-en-resultaten-voor-geboorte--sterfte-en-migratie>

# 2

## Data

### 2.1 Data Nederland en Europa zijn input voor het Prognosemodel AG2022

Voor de vaststelling van de Prognosetafel AG2022 is gebruik gemaakt van de volgende data:

1. Nederlandse en Europese sterftedata op jaarbasis van 1970 tot en met 2019;
2. Nederlandse sterftedata op weekbasis van 2020 en 2021.

De reden dat opnieuw sterftedata van landen met een vergelijkbare welvaart als Nederland zijn gebruikt, is tweeledig. Allereerst bestaat er een positieve correlatie tussen welvaart en ouder worden. Daarnaast laat de periodelevensverwachting in deze landen decennialang een vergelijkbare stijgende trend zien. Zie hiervoor de grafieken 2.1 en 2.2. De inschatting is dat de langetermijntoename van de levensverwachting in Nederland nauwkeuriger en robuuster te voorspellen is door een bredere Europese populatie mee te nemen. Door de toevoeging van de Europese sterftedata neemt namelijk het aantal waarnemingen toe van ruim 0,1 miljoen overlijdensgevallen per jaar in Nederland tot ruim 2,6 miljoen overlijdensgevallen per jaar in de geselecteerde Europese landen.

De COVID-19-pandemie heeft in de jaren 2020 en 2021 tot hogere sterfte geleid in Nederland en in de geselecteerde Europese landen. Dit afwijkende sterftepatroon heeft geleid tot een modelaanpassing zoals in hoofdstuk 1 is besproken. Deze modelaanpassing vroeg om andere data dan tot op heden gebruikt. Er is voor de jaren 2020 en 2021 gebruik gemaakt van de Nederlandse sterftedata per leeftijd op weekbasis.

## 2.2 Europese sterftedata: geselecteerde landen

Het prognosemodel maakt niet alleen gebruik van Nederlandse sterftedata, maar ook van sterftedata van een aantal Europese landen. De set met landen die hiervoor gebruikt wordt, is bij de publicatie van Prognosemodel AG2014 voor de eerste keer geselecteerd en sindsdien niet gewijzigd. Deze landenset zal ook bij komende publicaties worden gebruikt, tenzij ontwikkelingen aanleiding geven om een andere selectie te hanteren.

Er is een positieve correlatie tussen welvaart en ouder worden<sup>6</sup>: hoe hoger het welvaartsniveau, hoe ouder men wordt. Bij de selectie van landen is destijds het Bruto Binnenlands Product (BBP) de maatstaf geweest voor welvaart in een land en werden die landen geselecteerd met een in Europa (over langere tijd) bovengemiddeld BBP per inwoner. Nederland behoort samen met de geselecteerde landen tot de landen waar het welvaartsniveau hoog is.

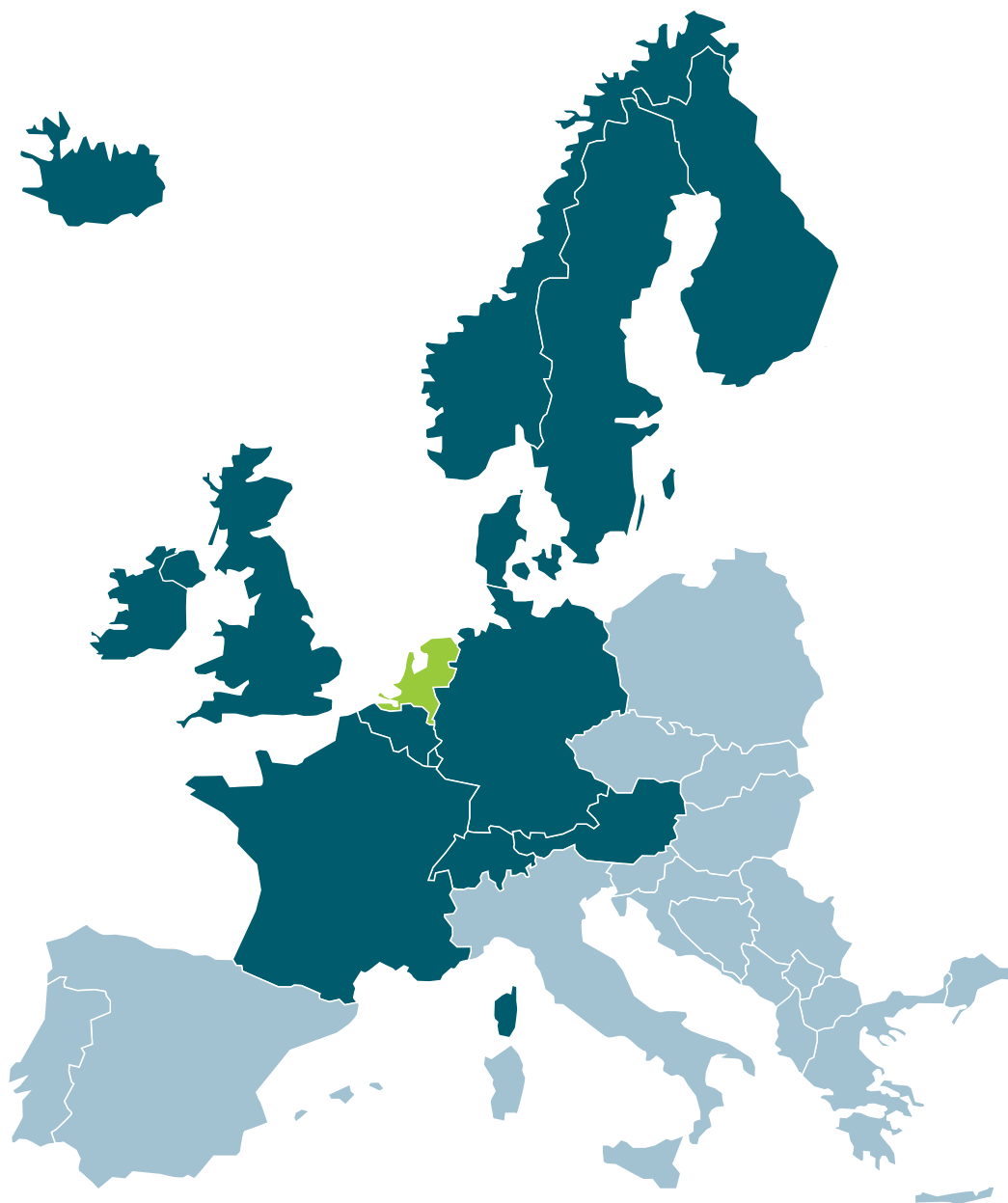
De landenset die gehanteerd wordt bestaat, naast Nederland, uit België, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Ierland, IJsland, Luxemburg, Noorwegen, Oostenrijk, Verenigd Koninkrijk, Zweden en Zwitserland.

In de loop van de tijd zouden andere landen eveneens kunnen gaan voldoen aan het selectiecriteria van een BBP boven het Europees gemiddelde, of kunnen landen hier juist niet meer aan voldoen. Omdat van de geselecteerde landen sterftedata vanaf 1970 worden gebruikt, is het feit dat een land dat in het heden een bovengemiddelde welvaart zou laten zien en in het verleden niet, niet direct een reden om dit land toe te voegen aan de landenset. Evenmin zou het passend zijn om sterftedata van een land uit de dataset te verwijderen zodra dit land een lager BBP zou laten zien, terwijl dit land in het verleden wel een bovengemiddeld BBP had.

De landenset (zie figuur 2.1) vormt een solide basis in de gebruikte historische data-periode. Hier komt bij dat de geselecteerde landen geografisch gezien samenhangend zijn. De huidige landenset wordt daarom ongewijzigd voortgezet, tenzij grote ontwikkelingen de komende jaren ons anders doen besluiten. Overigens zou het onverminderd toepassen van het landencriterium voor AG2022 geen wijzigingen tot gevolg hebben, omdat het huidige selectiecriteria op dit moment geen nieuwe landen toelaat of bestaande landen in de selectie uitsluit.

---

6 – Niu G., Melenberg B. (2014). *Trends in mortality decrease and economic growth*. Demography 51(5):1755–1773

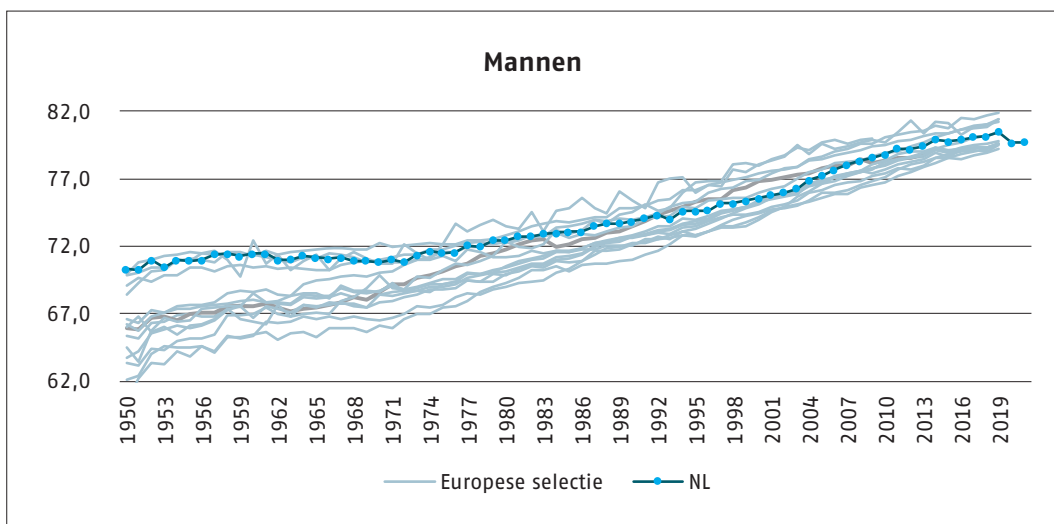


**Figuur 2.1** toont de set gekozen landen onderliggend aan het prognosemodel AG2022.

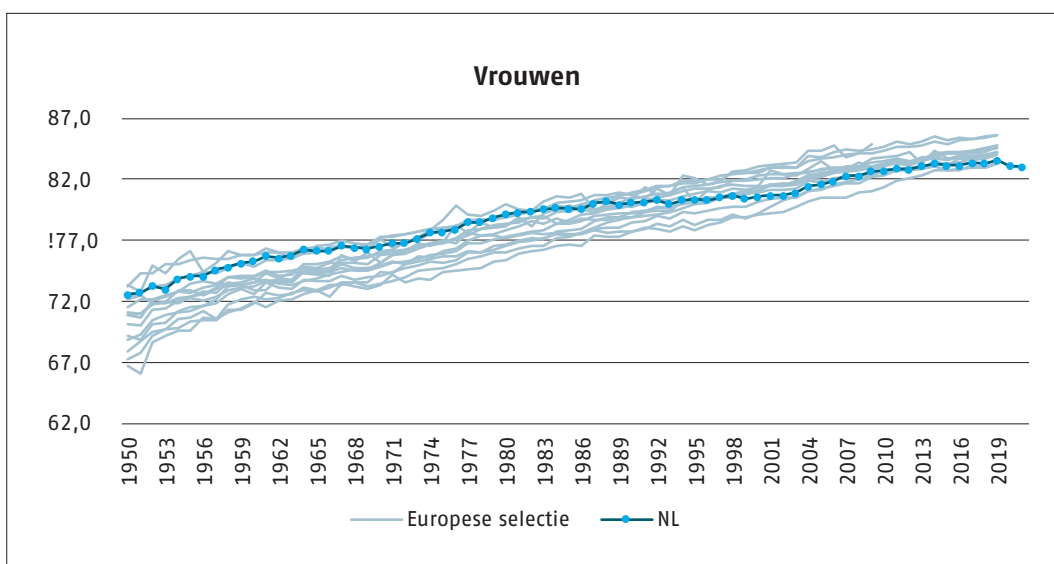
### 2.3 Gegevensbereik

Grafiek 2.1 en grafiek 2.2 tonen de historische ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte in Nederland en de geselecteerde Europese landen sinds 1950. In de grafieken 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, is gebruik gemaakt van de data van 1970 tot en met 2019. Voor de Nederlandse afwijking is gebruik gemaakt van data vanaf 1983 tot en met 2019.





**Grafiek 2.1** – Periodelevensverwachting bij geboorte, mannen



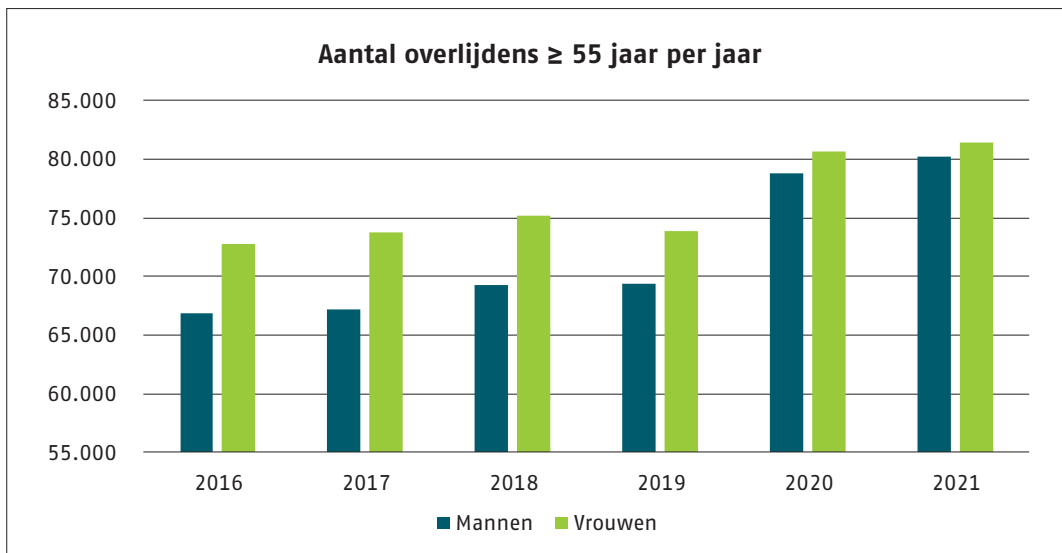
**Grafiek 2.2** – Periodelevensverwachting bij geboorte, vrouwen

De grafieken 2.1 en 2.2 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 sterftekansen. Daarom wordt, evenals voor AG2020, de Nederlandse afwijking ten opzichte van de Europese sterftetrend gemodelleerd vanaf het jaar 1983.

In de jaren 2020 en 2021 is de periodelevensverwachting in Nederland gedaald ten opzichte van het jaar 2019, wat is veroorzaakt door COVID-19.

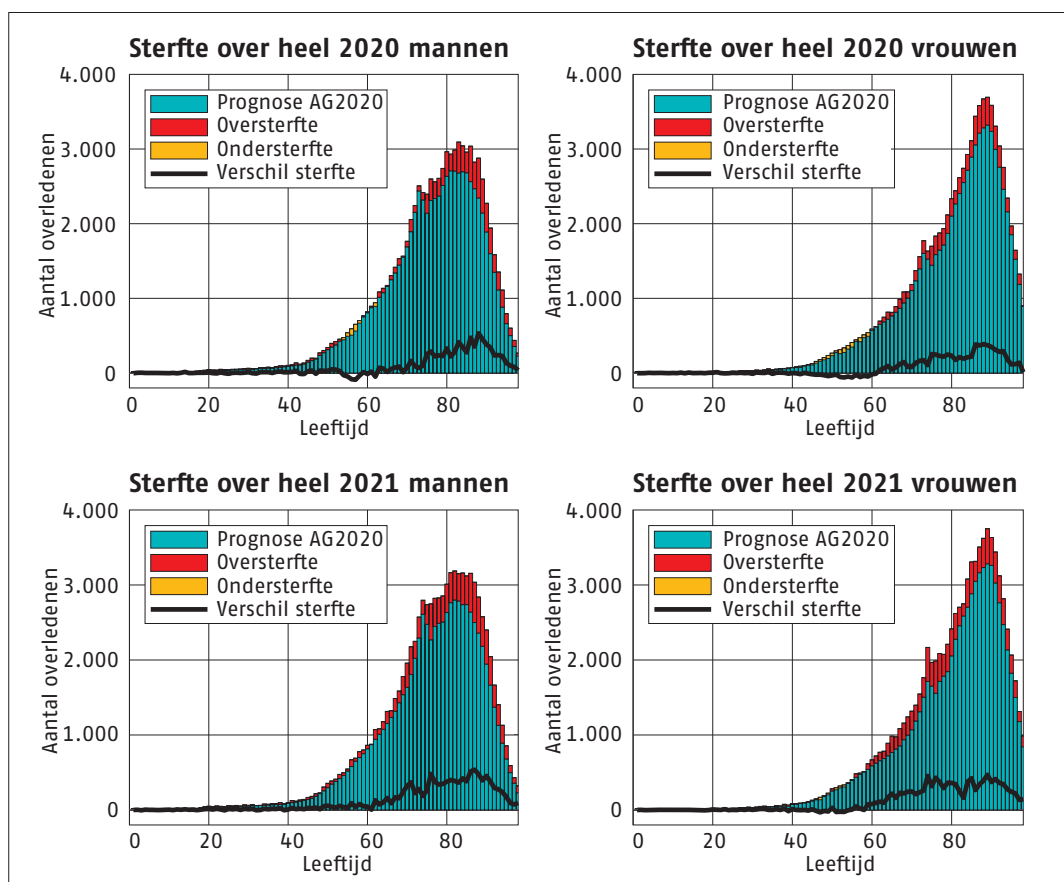
## 2.4 Data voor jaren met COVID-19

De sterfte in de jaren 2020 en 2021 week af ten opzichte van voorgaande jaren als gevolg van de COVID-pandemie. In figuur 2.2 is zichtbaar dat de aantallen sterfgevallen in Nederland in de jaren 2020 en 2021 fors hoger liggen dan in de voorgaande jaren.



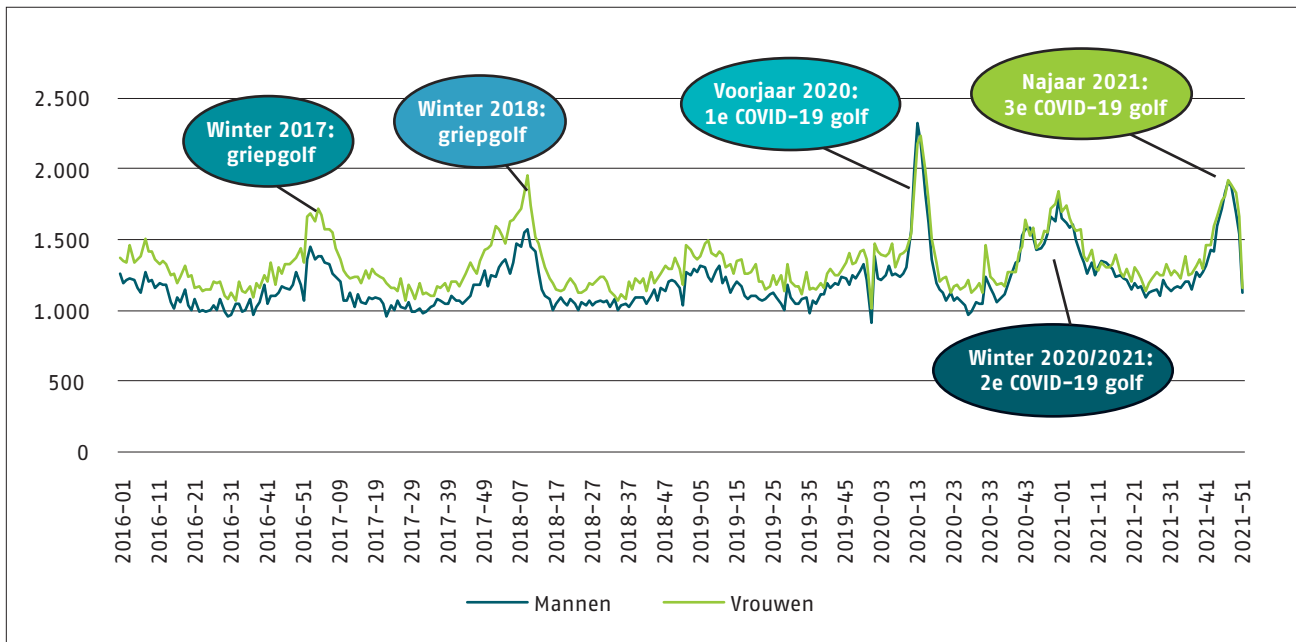
**Figuur 2.2** – Aantal overlijdens per jaar in Nederland over de jaren 2016–2021 voor mannen en vrouwen. Bron: weekdata voor sterfte vanuit het CBS

In figuur 2.3 tonen we de gerealiseerde sterfte in Nederland voor de jaren 2020 en 2021 ten opzichte van de verwachte sterfte volgens de Prognosetafel AG2020. Hieruit blijkt voor beide jaren en beide geslachten dat de waargenomen sterfte voor leeftijden vanaf circa 55 jaar hoger is geweest dan verwacht (oversterfte). Bovendien toont de figuur dat de oversterfte voor mannen groter is geweest dan voor vrouwen, en dat de oversterfte in 2021 hoger is geweest dan in 2020. Voor de leeftijden lager dan 55 jaar nemen we bijna geen verschillen waar.



**Figuren 2.3** – Aantal overledenen in 2020 en 2021, uitgesplitst naar mannen en vrouwen, ten opzichte van prognose AG2020

De figuren 2.3 laten zien dat de sterfte in 2020 en 2021 hoger is geweest dan in voorgaande jaren, en hoger dan verwacht volgens de Prognosetafel AG2020. Grafiek 2.3 zoomt in op de sterfte per week. Hierin zijn de piekmomenten van sterfte zichtbaar als gevolg van COVID-19 in de afgelopen jaren. Ook komen in deze grafieken de griepgolven van 2017 en 2018 naar voren. Ten opzichte van deze griepgolven blijkt de COVID-19-gerelateerde sterfte tot hogere pieken te hebben geleid (eerste golf), langer aan te houden (tweede golf) en sneller weer op te laaien (drie golven in anderhalf jaar tijd). Door deze drie effecten is de totale aan COVID-19-gerelateerde sterfte hoger geweest dan de griepsterfte in eerdere jaren, wat mede verklaart waardoor de totale waargenomen sterfte hoger is geweest dan de verwachting.



**Grafiek 2.3** – Aantal overlijdens per week in Nederland over de jaren 2016–2021 voor mannen en vrouwen, exclusief gebroken weken aan begin en eind van een jaar. Bron: weekdata voor sterfte vanuit het CBS

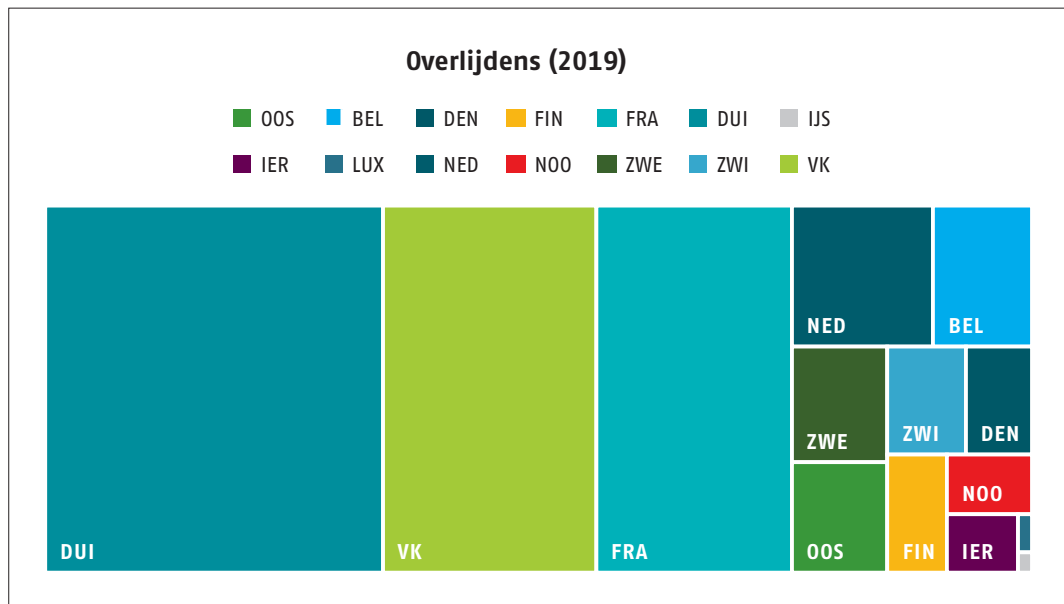
## 2.5 Bronnen voor data: HMD, Eurostat, CBS en statistische bureaus uit VK

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 het Verenigd Koninkrijk is de dataset aangevuld met gegevens van lokale statistische bureaus voor het jaar 2019, omdat deze data niet meer terugkomen in Eurostat (zie Appendix D).

Voor de Nederlandse data is voor de waarnemingsjaren tot en met 2019 eveneens de HMD gebruikt. De sterfte in 2020 en 2021 in Nederland is verkregen via een maatwerkopdracht op weekbasis van het CBS. Er zijn reguliere CBS-data gebruikt voor de bevolkingsgrootte in Nederland voor de jaren 2020 en 2021.

De informatie uit deze bronnen wordt regelmatig aangevuld en soms ook met terugwerkende kracht aangepast. De gebruikte dataset (exclusief de maatwerkdata), in de vorm van sterfteaantallen en exposures voor zowel Nederland als de groep van

gebruikte Europese landen, is terug te vinden op de website van het AG en bevat in totaal bijna 120 miljoen overlijdensgevallen. Figuur 2.4 toont voor het jaar 2019 hoe deze overlijdensgevallen verdeeld zijn over de verschillende landen.



**Figuur 2.4** – Verdeling overlijdensgevallen (mannen + vrouwen) in 2019 naar landen

De data voor weeksterfte in Nederland in 2020 en 2021 zijn niet op de website van het AG gepubliceerd, omdat het hier een maatwerkopdracht van het CBS betreft.



# 3

## Het Prognosemodel

In 2020 en 2021 was er voor sommige leeftijdscategorieën aanzienlijke oversterfte, die deels aan COVID-19 en deels aan de indirecte gevolgen van COVID-19 toegeschreven kan worden. De commissie heeft daarom besloten om voor AG2022 de schattingsmethode die voor AG2020 gebruikt is, aan te passen. In dit hoofdstuk worden eerst de uitgangspunten van deze aanpassing besproken. Vervolgens wordt de nieuwe schattingsmethode uitgelegd. De modelvergelijkingen, die nodig zijn om de parameters van het model te schatten en om prognoses te maken, staan in Appendix A. Dit hoofdstuk sluit af met de aanpassing van de sluitingsmethodiek.

### 3.1 Oversterfte als direct en indirect gevolg van COVID-19

#### Uitgangspunten

Voor AG2022 maken we als CSO een inschatting van de directe en indirecte gevolgen van de COVID-pandemie op de overlevingskansen vanaf 2020, om daar in de prognose vanaf 2022 rekening mee te kunnen houden. We vergelijken de waargenomen sterfte in de jaren 2020 en 2021 met de verwachte sterfte op grond van de data vóór 2020, om zo inzicht te krijgen in de impact van de COVID-19-pandemie.

We analyseren daarvoor de over- en ondersterfte in 2020 en 2021 eerst op weekniveau. Daarna vertalen we de modeluitkomsten op weekniveau naar een jaarniveau. Om de oversterfte vanaf 2020 per week te kunnen kwantificeren, moeten we ook bepalen hoe de totale geprognosticeerde sterfte per jaar (in 2020 en 2021) over de weken van deze jaren verdeeld is. Die verdeling over de weken is niet uniform: er is gemiddeld genomen meer sterfte tijdens de koude wintermaanden en minder sterfte gedurende de zomer. Dit seizoenseffect moeten we ook modelleren als we de impact van COVID-19 willen bepalen. We maken gebruik van een door het CBS aangeleverde dataset die historische sterfte per week in Nederland per geslacht en per individuele leeftijd weergeeft.

De over- of ondersterfte in 2020 en 2021 hangt sterk af van de leeftijd. Inmiddels is wereldwijd vastgesteld dat de tot nu toe bekende varianten van het virus gemeen hebben dat ze de kans op sterfte alleen voor ouderen sterk toe laten nemen. Ook jongeren kunnen ernstig ziek worden en langdurig klachten houden, maar het komt vrijwel niet voor dat mensen onder de 55 jaar aan de gevolgen van een besmetting overlijden. Daarom beschrijven we het effect van COVID-19 op sterftekansen in termen van een *extra leeftijdseffect* en een *extra tijdseffect*. Daarmee kiezen we ervoor het effect van COVID weer te geven met een vergelijkbare structuur als bij de modellen voor Europese en Nederlandse sterfte-intensiteiten die we in AG2020 gebruikten om de sterfte vóór de pandemie te beschrijven.

Door die keuze wordt de procedure om tot een prognose voor toekomstige overlevingskansen in Nederland te komen onderverdeeld in de volgende drie stappen:

1. Een inschatting van de **sterfte-intensiteiten per leeftijd aan het begin van 2020**, op grond van datasets van vóór de pandemie. Dit betreft een update na toevoeging van Europese data over 2019 voor de AG2020 parameterwaarden  $A_x^g$ ,  $\alpha_x^g$ ,  $B_x^g$  en  $\beta_x^g$  die leeftijdseffecten voor leeftijden  $x$  beschrijven en de tijdreeksen  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  die het verloop in de tijd (per jaar  $t$  en geslacht  $g$ ) beschrijven.
2. Een inschatting van de **toename of afname van die sterfte-intensiteiten per leeftijd gedurende alle weken in 2020 en 2021**. Deze wordt in eerste instantie uitgedrukt in een nieuw leeftijdseffect  $\mathfrak{B}_x^g$  en nieuwe tijdreeksen op weekniveau  $\mathfrak{K}_{w, 2020}^g$  en  $\mathfrak{K}_{w, 2021}^g$  voor alle weken  $w$  in de jaren 2020 en 2021. Deze leeftijdseffecten en weekeffecten worden vervolgens vertaald naar de jaareffecten  $\mathfrak{X}_{2020}^g$  en  $\mathfrak{X}_{2021}^g$ , met bijbehorende leeftijdseffecten op jaarniveau.

3. De uiteindelijke prognose combineert de **projectie van de bestaande tijdreeksen**  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  (het toekomstig verloop van de Europese trend en de Nederlandse afwijking van die trend) met de **projectie van de nieuwe tijdreeks op jaarniveau**  $\mathfrak{X}_t^g$  (het toekomstig verloop van de effecten van de pandemie).

We bespreken al deze elementen hieronder één voor één. We zullen daarbij steeds leeftijdsparameters schatten voor de leeftijden tot en met 90 jaar. Voor hogere leeftijden gebruiken we een sluitingsmethode. Deze is anders dan de sluitingsmethode die gebruikt is voor AG2020 en voor eerdere prognosemodellen. De nieuwe sluitingsmethode zal aan het eind van dit hoofdstuk besproken worden.

### Inschatting van sterfte-intensiteiten aan het begin van de pandemie

Om een 'best estimate' van de sterftekansen aan het begin van 2020 te maken, maken we gebruik van dezelfde schattingsmethode als in AG2020. Maar we beschikken nu over een grotere dataset, omdat ook de Europese data voor 2019 inmiddels beschikbaar zijn. Bovendien zijn de gegevens voor enkele landen bijgewerkt, aangezien nieuwe waarden zijn verschenen in de Human Mortality Database.

De gehanteerde methode, om met de nieuwe Europese data updates te bepalen van de AG2020-parameters bij de start van de pandemie, is ter referentie toegevoegd in Appendix A. Deze methode wijkt niet af van de aanpak bij AG2020 en de uitgangspunten zijn dus ook onveranderd gebleven. Mannen en vrouwen hebben opnieuw eigen sterftekansen en de ontwikkeling in die sterftekansen, en de ontwikkelingen in Nederland en de rest van Europa, worden gezamenlijk gemodelleerd. Mogelijke afhankelijkheden tussen de processen worden beschreven met correlaties die onderdeel zijn van de kalibratie. En net als voorheen worden parameters bepaald met een maximum likelihood methode, die ervoor zorgt dat er onderscheid gemaakt kan worden tussen geobserveerde sterfrequenties en de onderliggende sterftekansen, door het verschil (de 'meetruis') expliciet te modelleren.

Het resultaat van de maximum likelihood schattingsmethode voor de Europese data van 1970 tot en met 2019 en de Nederlandse data van 1983 tot en met 2019 levert voor de leeftijden  $x$  (tot en met 90 jaar), de jaren  $t$  na 1983 en de geslachten  $g$  geschatte uitkomsten op van de volgende **pre-COVID sterfte-intensiteiten** voor Europa en Nederland:

$$\begin{aligned} \ln \left( \mu_x^{g, \text{pre-cov, EU}}(t) \right) &= A_x^g + B_x^g K_t^g \\ \ln \left( \mu_x^{g, \text{pre-cov}}(t) \right) &= A_x^g + B_x^g K_t^g + \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g. \end{aligned}$$

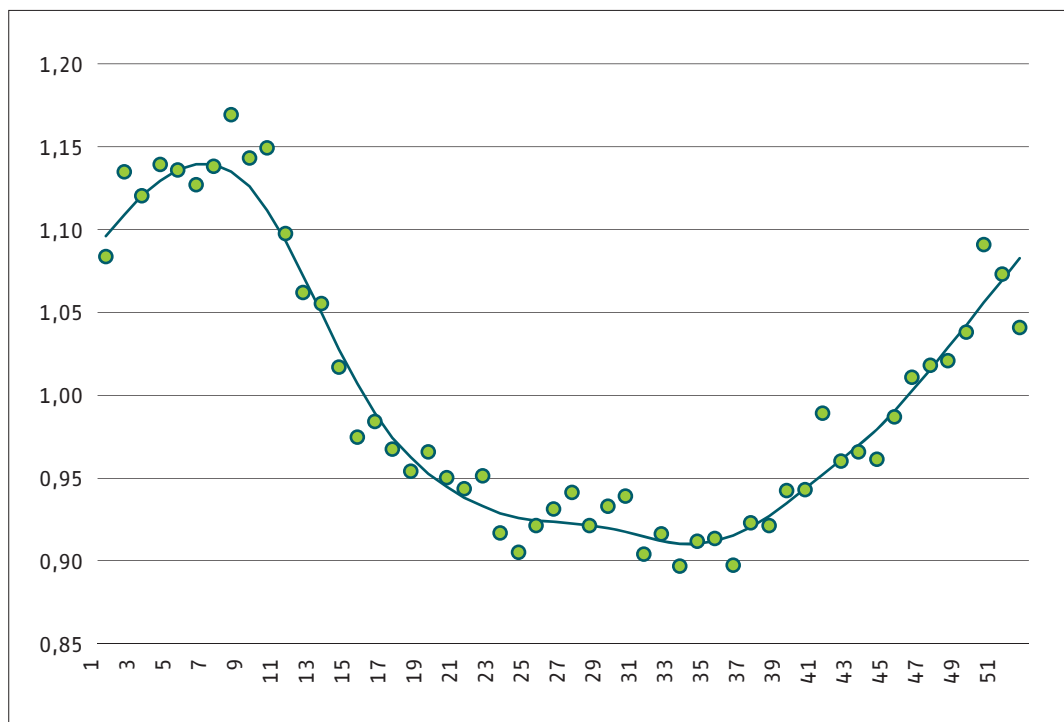
De sterfte-intensiteiten zijn opgebouwd uit dezelfde combinaties van leeftijdsafhankelijke factoren en tijdreeksen als voorheen. Projectie van tijdreeksen voor  $t \geq 2020$  wordt mogelijk gemaakt door een random walk met drift en een eerste orde autoregressief proces met constante te fitten op de uitgebreide dataset<sup>7</sup>:

$$\begin{aligned} K_t^g &= K_{t-1}^g + \theta^g + \epsilon_t^g \\ \kappa_t^g &= a^g \kappa_{t-1}^g + c^g + \delta_t^g. \end{aligned}$$

De stochastische vectoren  $Z_t = (\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V)$  zijn, net als in AG2020, onafhankelijk en identiek verdeeld verondersteld (i.i.d.) en hebben een vierdimensionale normale verdeling met gemiddelde  $(0,0,0,0)$  en een gegeven  $4 \times 4$  covariantiematrix  $C$ .

### Inschatting van toename en afname sterfte-intensiteiten in 2020 en 2021

Omdat voor 2020 en 2021 in eerste instantie weekdata in plaats van data op jaarbasis geanalyseerd worden, bepalen we eerst het seizoenseffect om te corrigeren voor het feit dat sterfte niet uniform over de weken van een jaar plaatsvindt. We doen dat door een gemiddelde te nemen over de sterfte per week in Nederland, over de jaren 2016 tot en met 2019, voor beide geslachten en over alle relevante leeftijden (tussen 55 en 90 jaar). Door de op deze manier bepaalde waarden, voor het historisch gemiddelde van de sterfte per week, is een 'cyclic cubic spline' gefit, die voor zowel 2020 als 2021 genormaliseerd is, zodat het gemiddelde effect over alle weken (van week 1 tot en met week 53 in 2020 en week 0 tot en met week 52 in 2021) gelijk is aan 1. De geschatte effecten  $\phi_{w,2020}$  en  $\phi_{w,2021}$  zijn te vinden in grafiek 3.1. Hierin is een duidelijk seizoenspatroon te herkennen: in de wintermaanden is de sterfte gemiddeld genomen hoger dan in de zomermaanden.



**Grafiek 3.1** – Seizoenspatronen sterfte 2016-2019

### Inschatting van de over- en ondersterfte per week in 2020 en 2021

Voor het beschrijven van de afwijking van de sterfte in 2020 en 2021 ten opzichte van wat op grond van de data tot 2020 verwacht mocht worden, gebruiken we een nieuw leeftijdseffect  $\mathfrak{B}_x^g$  en een nieuwe (op weken gebaseerde) tijdreeks  $\mathfrak{R}_{w,2020}^g$  voor 2020 en een tijdreeks  $\mathfrak{R}_{w,2021}^g$  voor 2021. Het product van dit leeftijdseffect en de tijdreeks

voegen we toe aan de logaritme van de sterfte-intensiteiten voor die jaren. Daarnaast wordt ook het eerder bepaalde seizoenseffect toegevoegd. Daarmee worden de nieuwe sterfte-intensiteiten per week op logaritmische schaal dus een optelsom van drie factoren: de inschatting van vóór de pandemie voor het betreffende jaar (een update van model AG2020 met datapunten tot en met 2019), een seizoenseffect voor de betreffende week, en een nieuwe factor die de impact van de veranderende omstandigheden sinds de pandemie weergeeft:

$$\ln(\mu_{x,w}^g(t)) = \ln(\mu_x^{g,\text{pre-covid}}(t)) + \ln(\phi_{w,t}) + \mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g.$$

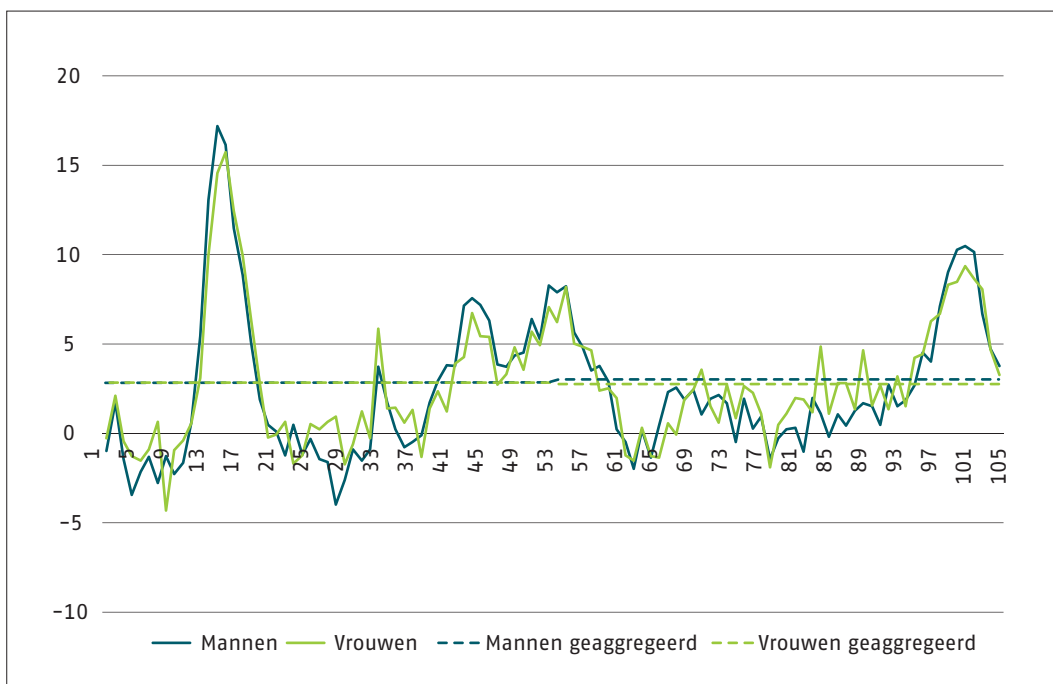
Sterfteaantallen per week en per leeftijd,  $D_{x,w,2020}^g$  en  $D_{x,w,2021}^g$ , zijn afkomstig uit de door het CBS aangeleverde dataset. De exposures per week en per leeftijd,  $E_{x,w,2020}^g$  en  $E_{x,w,2021}^g$ , zijn bepaald door lineaire interpolatie toe te passen op de Nederlandse populatiestanden aan het begin van elke maand gedurende 2020 en 2021.

Daarmee hebben we alle benodigde gegevens om de factoren te schatten die de over- en ondersterfte per week in 2020 en 2021 representeren. We maximaliseren daartoe de likelihood die hoort bij de specificatie

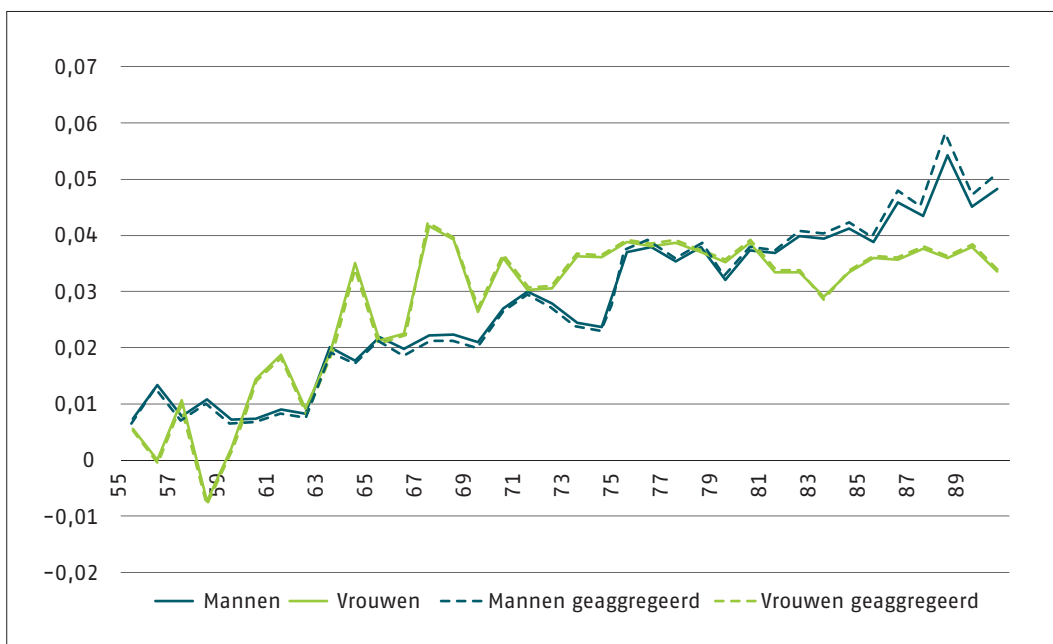
$$D_{x,w,t}^g \sim \text{Poisson}(E_{x,w,t}^g \mu_{x,w}^g(t)), \quad \mu_{x,w}^g(t) = \mu_x^{g,\text{pre-covid}}(t) \phi_{w,t} \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g),$$

voor alle leeftijden  $x$  tussen 55 en 90, jaren  $t$  gelijk aan 2020 en 2021, alle weken  $w$  in die jaren en de beide geslachten  $g$ . De keuze om alleen naar deze leeftijden te kijken wordt ingegeven door de bijzonder kleine effecten voor leeftijden lager dan 55 en de relatief grote onzekerheid in schattingen voor leeftijden hoger dan 90. De waarden van  $\mathfrak{B}_x^g$  worden om die reden op nul gezet voor leeftijden onder de 55 en constant gehouden vanaf leeftijd 90. We maximaliseren de likelihood alleen over de parameters  $\mathfrak{B}_x^g$  en  $\mathfrak{K}_{w,t}^g$ . De andere parameters zijn niet opnieuw meegeschat, maar zijn vastgehouden op de eerder geschatte waarden. Als normalisatie gebruiken we  $\sum_{x=55}^{90} \mathfrak{B}_x^g = 1$ .

Deze aannamen zijn terug te zien in de volgende grafieken, waarin het verloop van de nieuwe tijdreeksen per week  $\mathfrak{K}_{w,2020}^g$  en  $\mathfrak{K}_{w,2021}^g$  en de waarden van de nieuwe leeftijdseffecten  $\mathfrak{B}_x^g$  getoond worden. De tijdreeksen laten de over alle leeftijden geaggregeerde impact in de tijd zien. Het beeld is consistent met een opeenvolging van verschillende besmettingsgolven, maar er zijn ook perioden met lichte ondersterfte te zien, zelfs nadat voor seizoenseffecten gecorrigeerd is. Bij het verloop over de leeftijden zien we (zie grafiek 3.3) dat de directe en indirecte impact van de pandemie op de sterfte vooral groot is voor hogere leeftijden. Dit bevestigt dan ook de modelkeuze voor aparte leeftijdsafhankelijke factoren in het model vanaf 2020: de veranderingen in sterftetekansen in de jaren 2020 en 2021 kunnen niet goed worden gemodelleerd door de bestaande leeftijdseffecten te gebruiken en alleen in de tijdreeksen ( $\kappa_t^g$  en  $\kappa_t^g$ ) een extra schok toe te voegen. Dan zou immers bij jongeren een vergelijkbare of zelfs grotere impact van COVID-19 op de sterfte gevonden worden dan bij ouderen.



**Grafiek 3.2 – Tijdreeks COVID-19-factor.** Covid-19-factor in de weken van 2020 en 2021 en geaggregeerd op jaarniveau met op x-as het aantal weken sinds 1 januari 2020. Merk op dat de stippellijnen voor de geaggregeerde waarden voor mannen en vrouwen in 2020 nauwelijks van elkaar te onderscheiden zijn.



**Grafiek 3.3 – Leeftijdseffect COVID-19 factor**

Om een prognose met jaarlijks veranderende sterftetekansen te maken, aggregeren we de waarden voor de verschillende weken in zowel 2020 als 2021 tot een enkele waarde die de effecten over een heel jaar beschrijft. Deze waarden  $\bar{x}_{2020}^g$  en  $\bar{x}_{2021}^g$  zijn als horizontale lijnen in grafiek 3.2 opgenomen. Ze zijn zó bepaald dat de overlevingskansen over de twee gehele jaren 2020 en 2021 overeenkomen met het product van de overlevingskansen per week over die jaren. Details en de precieze aannamen die gemaakt zijn tijdens die berekening zijn te vinden in Appendix A. De uiteindelijke



prognose op jaarbasis wordt dan (met  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$  voor het resulterende leeftijdseffect op jaarbasis):

$$\ln(\mu_x^g(t)) = A_x^g + B_x^g K_t^g + \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g + \tilde{\mathfrak{B}}_x^g \mathfrak{X}_t^g$$

Deze prognose is gemaakt voor de leeftijden  $x = 0, 1, \dots, 90$ , waarbij  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g = 0$  voor de leeftijden onder 55 jaar en waarbij we als normalisatie gebruik maken van  $\sum_{x=55}^{90} \tilde{\mathfrak{B}}_x^g = 1$ .

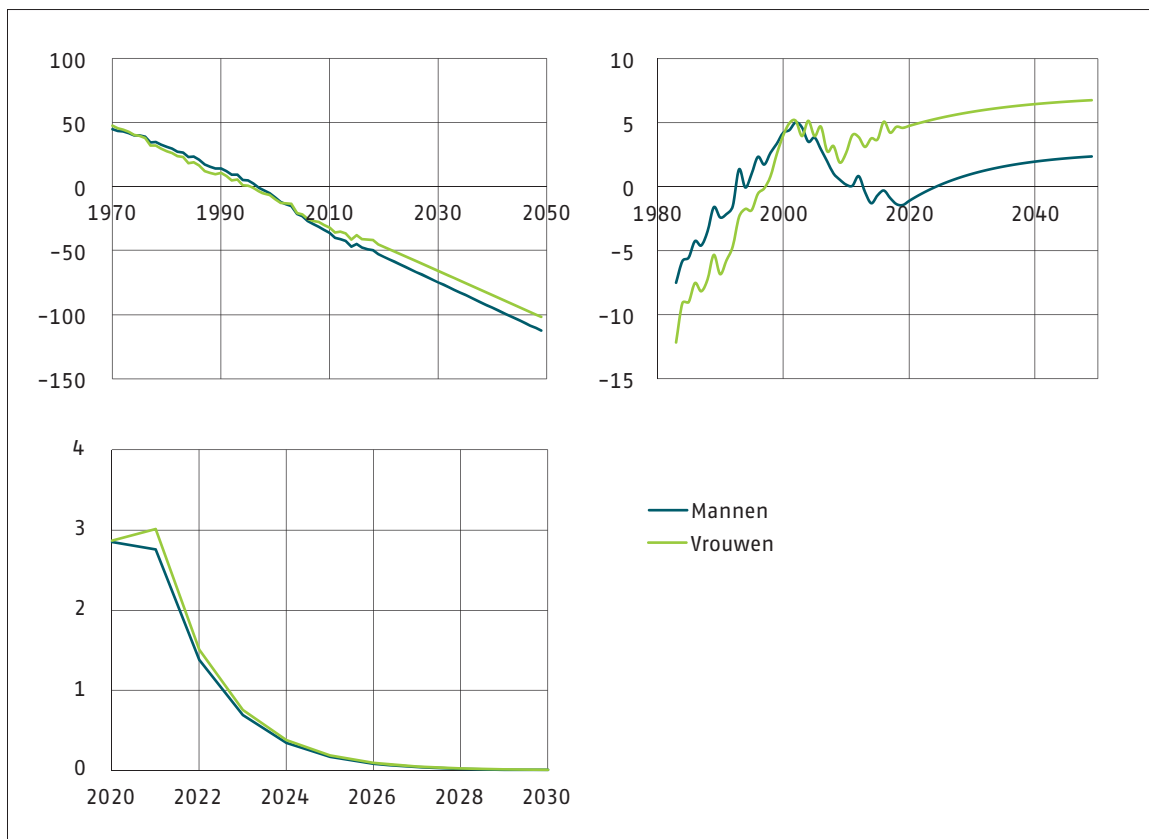
### Prognose voor toekomstige jaren

Gegeven de geschatte parameterwaarden  $\theta^g, a^g, c^g$  en de covariantiematrix  $C$ , zijn we op basis van de eerder gegeven vergelijkingen in staat om vanuit startwaarden  $K_{2020}^g$  en  $\kappa_{2020}^g$  het verdere verloop van de tijdreeksen  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  voor  $t \geq 2020$  en dus ook voor de prognosejaren vanaf 2022 te bepalen. Om ook de toekomstige waarden van de nieuwe tijdreeks  $\mathfrak{X}_t^g$  voor  $t \geq 2022$  te bepalen, moet een aanname gemaakt worden voor het verdere verloop van de pandemie.

We hebben als CSO besloten de impact van de in 2020 en 2021 geobserveerde afwijking van de inschatting voor de pandemie vanaf 2021 exponentieel af te laten nemen naar nul. Dit betekent dat

$$\mathfrak{X}_t^g = \mathfrak{X}_{2021}^g \eta^{t-2021}, \quad t \geq 2022,$$

met  $\eta = 1/2$ , wat impliceert dat de halfwaardetijd voor de impact gelijk is aan één jaar. Met deze keuze liggen de 'best estimates' voor alle toekomstige waarden van de in het model voorkomende tijdreeksen vast.



Grafieken 3.4 – Parameters AG2022: Tijdreeksen en projecties

In latere hoofdstukken wordt ingegaan op de nieuwe overlevingskansen en periode- en cohortlevensverwachtingen die dit model oplevert, en op de gevolgen voor de hoogte van premies en voorzieningen. Maar eerst wordt de nieuwe sluitingsmethode besproken die gebruikt is om naast de parameterwaarden voor leeftijden tot en met 90 jaar, zoals bepaald met de hierboven beschreven procedure, ook de parameterwaarden voor hogere leeftijden te bepalen.

## 3.2 Nieuwe sluitingsmethodiek

In AG2020 en eerdere prognosetafels vanaf AG2014 is de sluitingsmethodiek van Kannisto<sup>8</sup> (hierna kortweg: Kannisto) per prognosejaar gehanteerd om de sterftetekansen op hoge leeftijden vast te stellen. Er is in de afgelopen periode verder onderzoek gedaan, mede vanwege signalen van enkele gebruikers van de publicatie. Daarbij zijn twee onwenselijke eigenschappen van deze sluitingsmethodiek geconstateerd:

1. Niet voor alle leeftijden is er sprake van sterfteverbetering in de loop van de tijd. Voor hogere leeftijden stijgen de sterftetekansen monotoon naar een positieve en met zekerheid bekende limietwaarde. Dit terwijl sterfteverbetering wel wordt gemodelleerd voor leeftijden lager dan circa 100 jaar: daar dalen de sterftetekansen monotoon naar nul. Hierdoor convergeert ook de levensverwachting naar een (met zekerheid bekende) limiet.
2. Door de met zekerheid bekende limietwaarden is er sprake van afnemende onzekerheid (kleinere betrouwbaarheidsintervallen) in de loop van de tijd, terwijl we een toenemende onzekerheid (grotere betrouwbaarheidsintervallen) verwachten.

Zowel de *met zekerheid bekende* limiet in de levensverwachting als de afnemende onzekerheid in de levensverwachting vinden we onwenselijke gevolgen van deze toepassing van Kannisto. Daarom is voor de Prognosetafel AG2022 een nieuwe sluitingsmethodiek ontwikkeld.

We lichten eerst toe waarom de combinatie van het AG2020 model met deze toepassing van Kannisto tot bovengenoemde onwenselijke eigenschappen leidt. Vervolgens beschrijven we de nieuwe sluitingsmethodiek en laten we zien dat genoemde onwenselijke eigenschappen hier niet optreden.

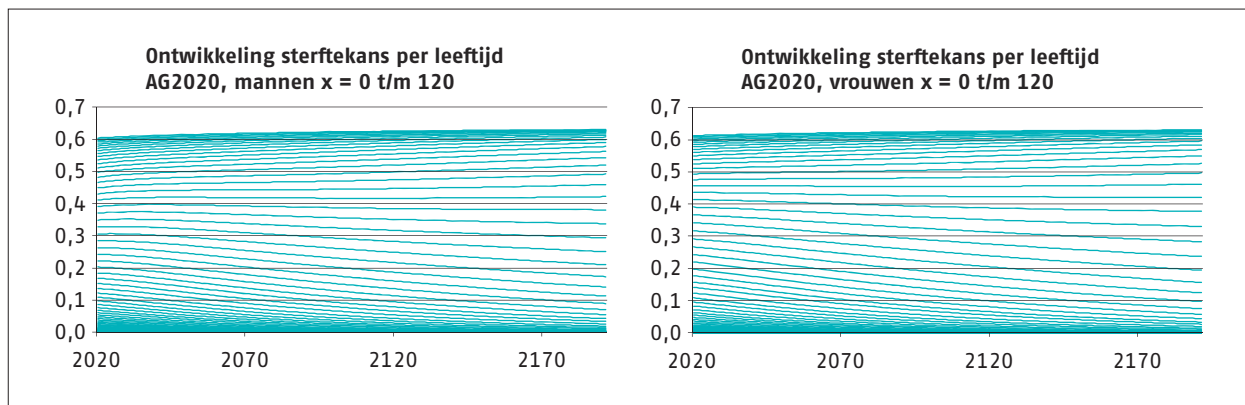
### Kannisto per prognosejaar: illustratie van het probleem

Volgens AG2020 (en eerdere prognosetafels) stijgt op zeer hoge leeftijden de sterftetekans per leeftijd over de tijd en convergeert deze naar een limiet.

De lijnen in de volgende grafieken geven de toekomstige ('best estimate') ontwikkeling van de sterftetekans per leeftijd over de tijd aan. Voor elke leeftijd is er één lijn. De onderste lijnen betreffen de lage leeftijden, beginnend met 0. De bovenste lijnen betreffen de hogere leeftijden, eindigend met 120.

---

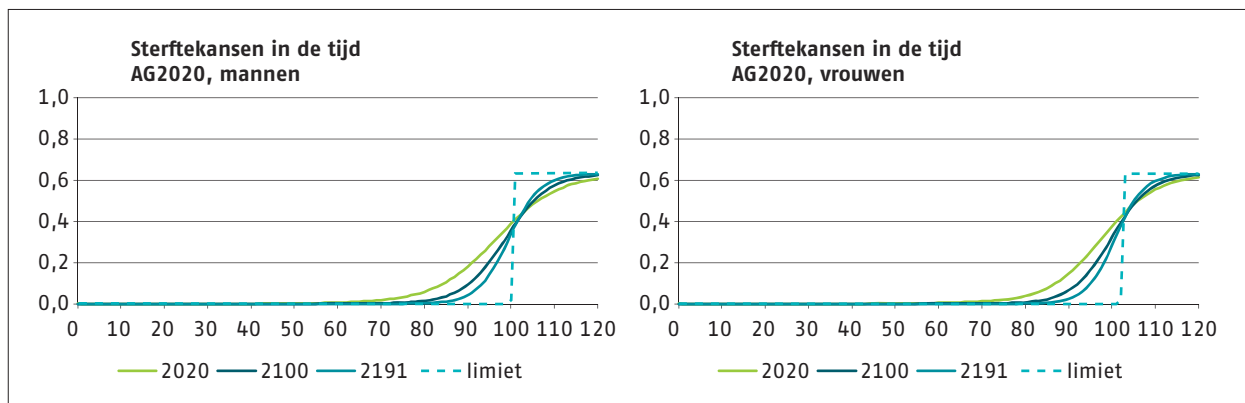
8 – V. Kannisto. (1992). *Development of the oldest – old mortality, 1950–1980: evidence from 28 developed countries*. Odense University Press.



**Grafieken 3.5** – Sterftekans per leeftijd in de tijd (lijn) onder Kannisto

Voor de met het AG2020-prognosemodel gemodelleerde leeftijden 0 tot en met 90 jaar daalt de sterftekans per leeftijd over de tijd en convergeert deze naar nul. Voor de met Kannisto geëxtrapoleerde leeftijden 91 tot en met 120 is dat niet voor alle leeftijden het geval; daar stijgt vanaf een zekere leeftijd de sterftekans per leeftijd over de tijd en convergeert deze naar een limiet.

In de grafieken 3.5 is niet goed te zien vanaf welke leeftijd de daling omslaat in een stijging. Dat is beter te zien, als we kijken naar het verloop van de sterftekansen over de leeftijden voor enkele oplopende prognosejaren in de volgende grafieken 3.6.



**Grafieken 3.6** – Sterftekans per leeftijd (lijn) voor oplopende prognosejaren

Er is een omslagpunt bij een bepaalde leeftijd. Onder deze leeftijd daalt de sterftekans per leeftijd over de tijd (sterfteverbetering), terwijl boven deze leeftijd de sterftekans per leeftijd stijgt over de tijd (sterfteverslechtering). In de limiet (gestippelde lijn) is de sterftekans onder dit omslagpunt 0 en erboven  $1 - e^{-1}$  (voor een technische toelichting van deze limietwaarde zie Appendix B). De convergentie van de sterftekansen naar  $1 - e^{-1}$  gaat sneller naarmate de tijd verstrijkt.

Als gevolg hiervan convergeert de levensverwachting naar een vooraf bekende limiet en nemen de betrouwbaarheidsintervallen rond de levensverwachting in omvang af, terwijl de onzekerheid over de tijd normaal gesproken toeneemt. Deze onwenselijke eigenschappen illustreren we in het vervolg van dit hoofdstuk door een vergelijking te maken met de nieuwe sluitingsmethodiek.

We benadrukken dat deze onwenselijke eigenschappen ontstaan, doordat we Kannisto toepassen *per prognosejaar*, ofwel door een out-of-sample toepassing van Kannisto. We hebben geen bezwaar tegen een in-sample toepassing van Kannisto. Zoals we hierna zien, maakt de nieuwe sluitingsmethodiek daar zelfs gebruik van.

### Nieuwe sluitingsmethodiek

We hebben enkele alternatieve sluitingsmethodieken onderzocht en gekozen voor de methodiek zoals hierna beschreven.

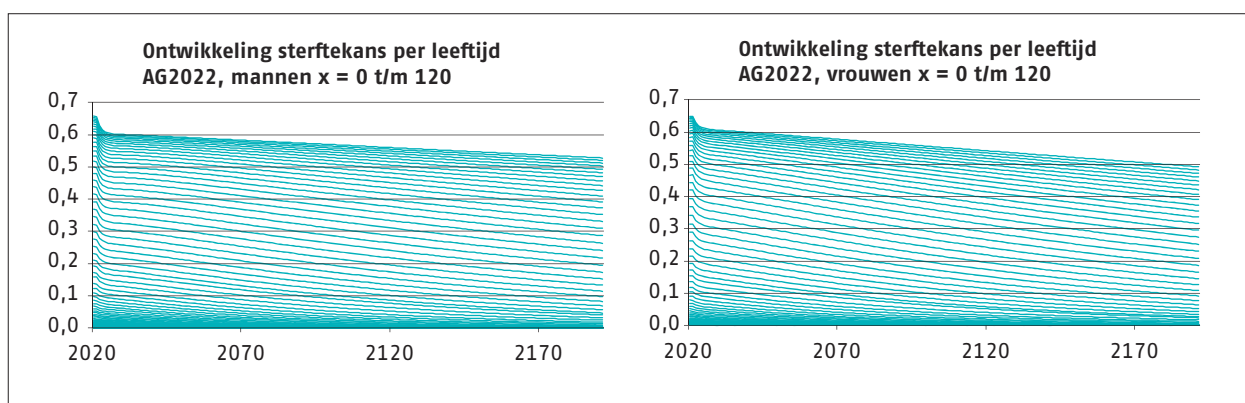
Onder de oude sluitingsmethodiek extrapoleren we per prognosejaar met behulp van Kannisto de *sterftekansen* op leeftijden 80 t/m 90 naar leeftijden 91 t/m 120. Onder de nieuwe sluitingsmethodiek extrapoleren we de leeftijdsafhankelijke *parameters* van het model. Dit doen we als volgt:

- Extrapoler eerst  $B_x^g$ ; bepaal vervolgens  $A_x^g$  via Kannisto toegepast op de Europese data:
  - $B_x^g$  wordt geëxtrapoleerd door  $\ln(B_x^g)$  *lineair* te extrapoleren.
  - $A_x^g$  wordt bepaald door gebruik te maken van de Kannisto-extrapolatie op basis van de Europese gegevens van de laatste steekproefperiode (2019).
- Extrapoler eerst  $\alpha_x^g$ ; bepaal vervolgens  $\beta_x^g$  via Kannisto toegepast op de extrapolatie van Nederland (= Europa + Nederland-specifieke afwijking) minus Kannisto toegepast op de Europese data:
  - $\alpha_x^g$  wordt lineair geëxtrapoleerd naar  $\alpha_{120}^g = 0$ .
  - $\beta_x^g$  wordt bepaald door gebruik te maken van de Kannisto extrapolaties op basis van de laatste steekproefperiode.
- Veronderstel dat de leeftijdsafhankelijke parameter voor de COVID-term constant blijft vanaf leeftijd 90:
  - $\mathfrak{S}_x^g = \mathfrak{S}_{90}^g \quad x \geq 91$

In Appendix A is de sluiting van de parameterwaarden nader toegelicht. In het vervolg van dit hoofdstuk worden de gevolgen van de sluiting grafisch geïllustreerd.

### Wenselijke eigenschappen nieuwe sluitingsmethodiek

In deze paragraaf laten we zien dat de onwenselijke eigenschappen zoals geconstateerd voor de toepassing van Kannisto per prognosejaar niet optreden bij de nieuwe sluitingsmethodiek. Volgens deze nieuwe sluitingsmethodiek ziet de ontwikkeling van de éénjarige sterftekansen in de Prognosetafel AG2022 er als volgt uit:

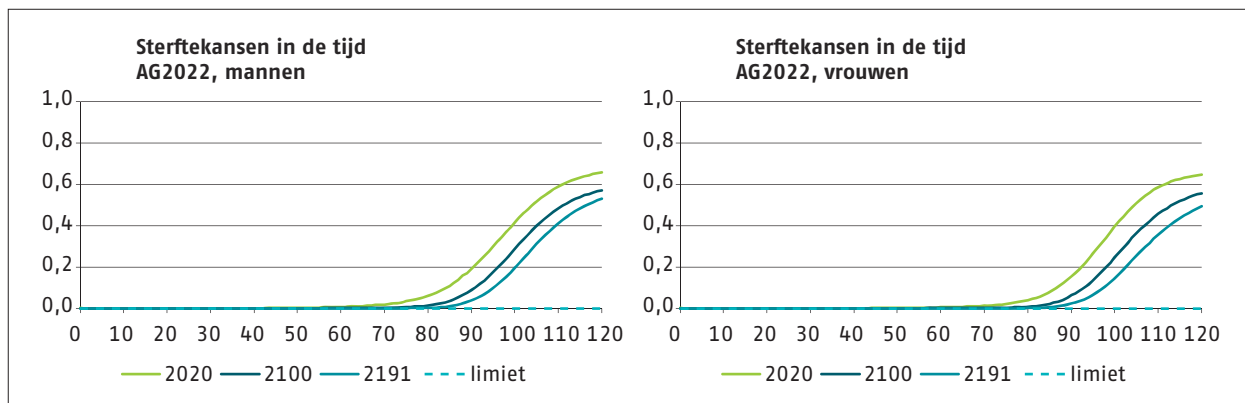


Grafieken 3.7 – Sterftekans per leeftijd (lijn) in de tijd onder nieuwe sluiting

Nu daalt ook voor de hogere leeftijden de sterftetekans per leeftijd over de tijd. Bij het berekenen van de cohortlevensverwachting, de voorziening of de premie voor lagere leeftijden zal de nieuwe sluitingsmethodiek ook impact hebben, omdat bij deze berekeningen rekening gehouden wordt met lagere sterftetekansen op hogere leeftijden.

Merk overigens op dat de sterfte in de aanvangsjaren van de prognose vooral op de hogere leeftijden verhoogd is. Dit is het gevolg van de COVID-19 modellering. Dit effect is het sterkst in 2020 en 2021, en verdwijnt in latere jaren.

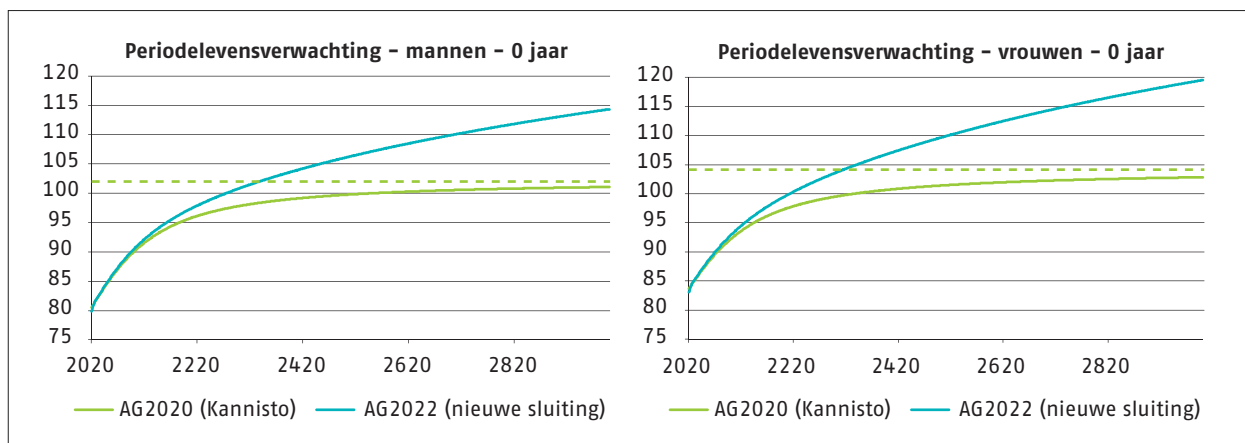
Er is geen omslagpunt in de leeftijd meer als we kijken naar het verloop van de sterftetekans over de leeftijden voor enkele oplopende prognosejaren:



**Grafieken 3.8** – Sterftetekans per leeftijd (lijn) voor oplopende prognosejaren

Voor alle leeftijden daalt de sterftetekans over de tijd, zoals te zien is in grafieken 3.7.

De grafieken 3.9 tonen de periodelevensverwachting van een 0-jarige onder de oude en de nieuwe sluitingsmethodiek<sup>9</sup>:

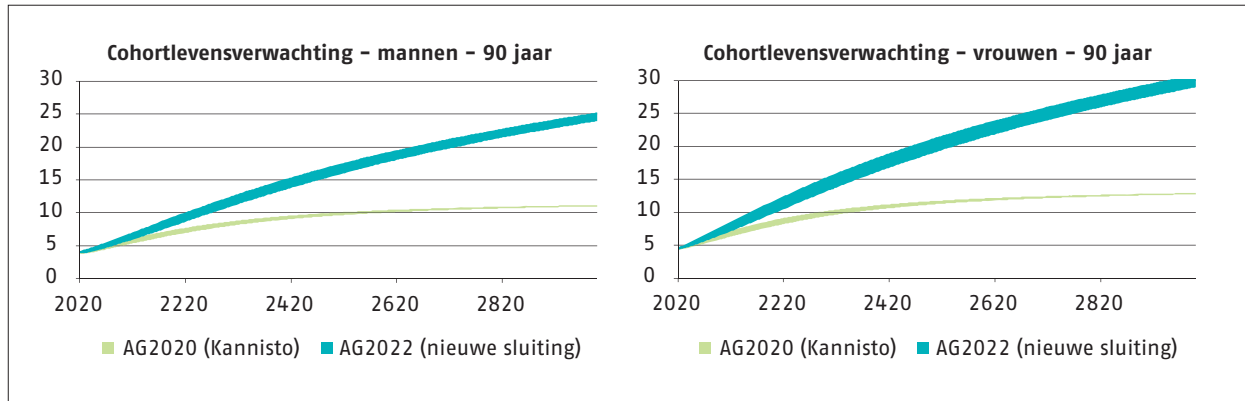


**Grafieken 3.9** – Periodelevensverwachting onder AG2020 (Kannisto per prognosejaar) vs AG2022 (nieuwe sluiting)

9 – We publiceren sterftetekansen tot en met leeftijd 120 en in de praktijk wordt de sterftetekans voor hogere leeftijden gelijkgesteld aan de sterftetekans op de 120-jarige leeftijd. De sterftetekans kan echter ook voor deze hogere leeftijden volgens de nieuwe sluitingsmethode vastgesteld worden. Voor deze illustratie beperken we de leeftijd niet langer tot maximaal 120 jaar. We kijken dus naar het model i.p.v. de gepubliceerde tafel.

Onder de toepassing van Kannisto per prognosejaar is er een duidelijke limiet voor de levensverwachting die vooraf bekend is: we weten immers naar welke limietwaarden de sterftেকansen convergeren (zie ook Appendix B). Onder de nieuwe sluitingsmethodiek convergeert de levensverwachting niet meer naar een limiet.

Vervolgens kijken we naar de betrouwbaarheidsintervallen. We zoomen in op de leeftijden waar de sluitingsmethodiek directe impact heeft (voor leeftijden boven 90 jaar):



**Grafieken 3.10** – Cohortlevensverwachting onder Kannisto per prognosejaar vs nieuwe sluiting (incl. betrouwbaarheidsinterval)

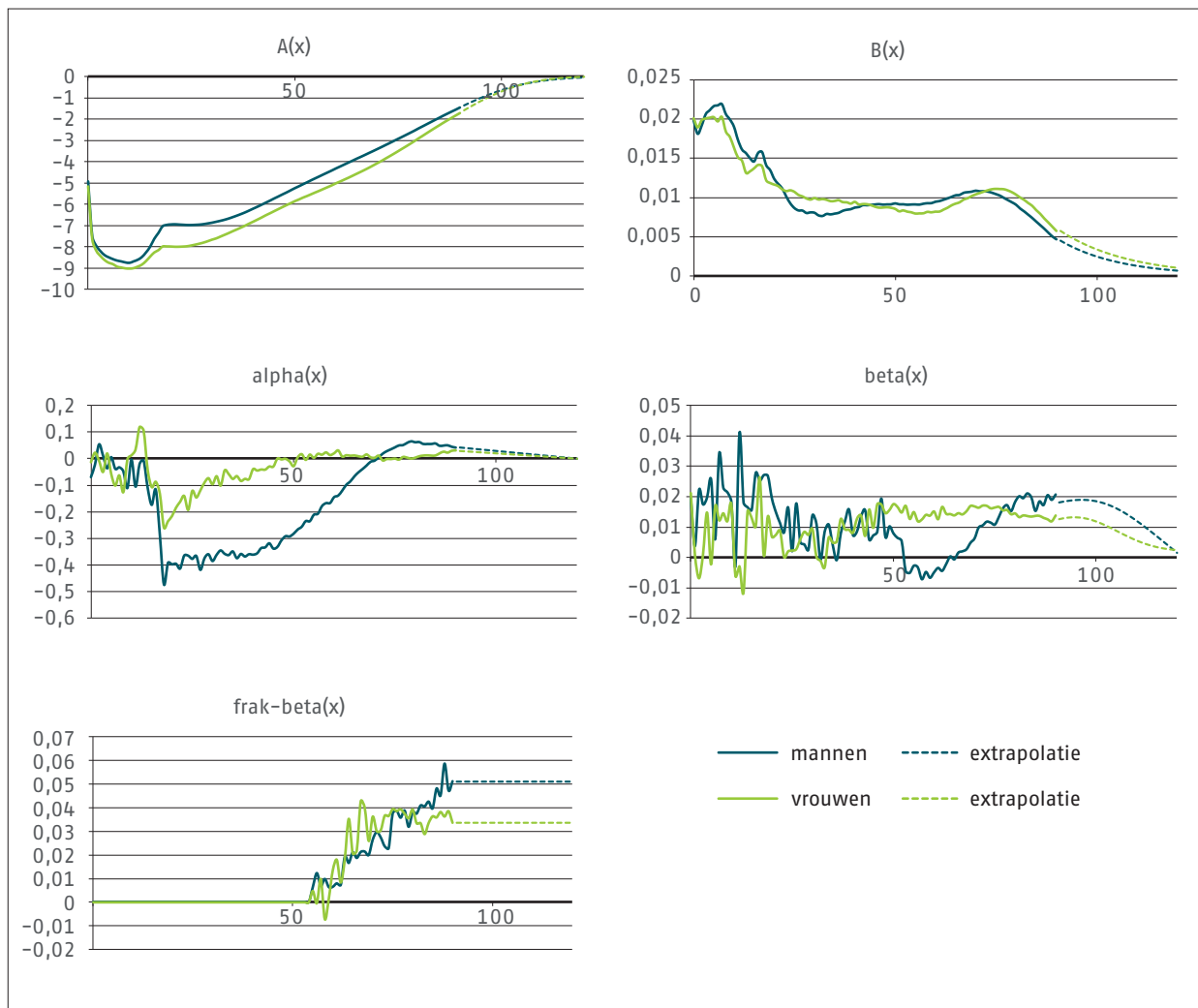
De grafieken 3.10 laten zien dat onder de nieuwe sluitingsmethodiek de betrouwbaarheidsintervallen niet in omvang afnemen.

We concluderen dat de nieuwe sluitingsmethodiek niet de onwenselijke eigenschappen heeft die we wel zien bij toepassing van Kannisto per prognosejaar: er is niet langer een omslagleeftijd, dus voor alle leeftijden dalen de sterftেকansen over de tijd en de levensverwachting kent geen vooraf bekende limiet, waardoor de betrouwbaarheidsintervallen niet smaller worden over de tijd.

### 3.3 Gevonden parameterwaarden voor leeftijdseffecten

In de volgende grafieken 3.11 laten we de leeftijdseffecten zien, inclusief de leeftijdseffecten voor de leeftijden boven 90 jaar, die volgen uit het Li-Lee-model, de COVID-19-modellering en de nieuwe sluitingsmethode. De doorgetrokken delen van de curves zijn de geschatte waarden voor de leeftijden tot en met 90 jaar, de onderbroken delen tonen de extrapolaties. Deze leeftijdseffecten blijven onveranderd over de tijd.





**Grafieken 3.11 – Parameters voor leeftijdseffecten**

# 4

## **Gevolgen voor levensverwachting, voorziening, premie en AOW-leeftijd**

**Dit hoofdstuk geeft de resultaten van de Prognosetafel AG2022. De resultaten worden vergeleken met die van de Prognosetafel AG2020. 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 Prognosetafel AG2022 afgezet tegen de historische ontwikkelingen en vergeleken met de laatste prognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS 2021-2070).**

## 4.1 Definities van levensverwachting

Een klassieke definitie van levensverwachting is de zogenaamde periodelevensverwachting. Deze periodelevensverwachting is gebaseerd op de sterftetekansen in een bepaalde periode, bijvoorbeeld één kalenderjaar, en gaat ervan uit dat sterftetekansen in de toekomst gelijk blijven. 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.

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

De cohortlevensverwachting is bij een verwachte daling van de sterftetekansen dus hoger dan de periodelevensverwachting en geeft aan hoe oud mensen kunnen worden, als rekening wordt gehouden met toekomstige sterfteontwikkelingen.

## 4.2 Waarnemingen ten opzichte van AG2022

De tabellen 4.1 en 4.2 geven de AG2020- en AG2022-prognose van de periodelevensverwachtingen voor de jaren 2019 tot en met 2025 weer en laten voor de jaren 2019, 2020 en 2021 zien hoe deze zich verhouden tot de gerealiseerde levensverwachtingen voor die jaren. Hiervoor wordt steeds gebruik gemaakt van de periodelevensverwachting, omdat daarmee vergelijkingen kunnen worden gemaakt tussen de levensverwachtingen in een specifiek waarnemingsjaar.

	Mannen			Vrouwen		
	Realisatie	AG2020	AG2022	Realisatie	AG2020	AG2022
2019	80,5	80,4	80,4	83,6	83,6	83,6
2020	79,7	80,5	79,9	83,1	83,7	83,0
2021	79,7	80,7	80,0	83,0	83,8	83,1
2022		80,8	80,5		83,9	83,6
2023		80,9	80,8		84,1	83,9
2024		81,1	81,0		84,2	84,2
2025		81,2	81,2		84,3	84,3

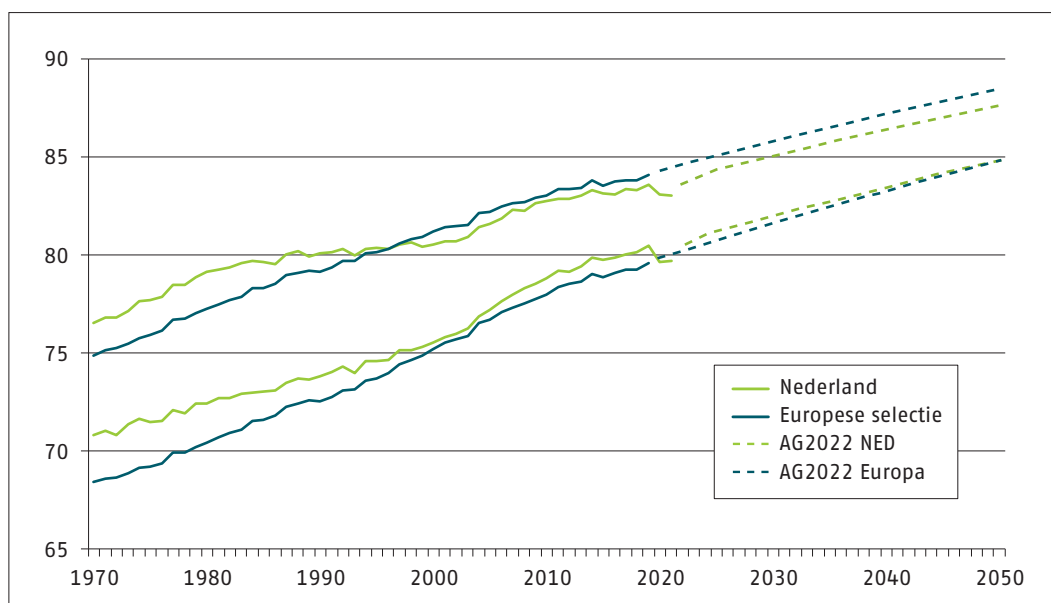
Tabel 4.1 – Periodelevensverwachting bij geboorte

	Mannen			Vrouwen		
	Realisatie	AG2020	AG2022	Realisatie	AG2020	AG2022
2019	18,8	18,7	18,7	21,3	21,3	21,3
2020	18,1	18,8	18,1	20,7	21,4	20,8
2021	18,2	18,9	18,2	20,8	21,5	20,8
2022		19,0	18,7		21,6	21,3
2023		19,1	18,9		21,7	21,6
2024		19,2	19,1		21,8	21,7
2025		19,3	19,3		21,9	21,9

**Tabel 4.2** – Periodelevensverwachting op leeftijd 65

De gerealiseerde levensverwachtingen in 2020 en 2021 zijn lager dan verwacht op basis van de AG2020-prognose. Dit is het gevolg van de COVID-pandemie in deze jaren. De AG2022-prognose sluit aan op de lagere gerealiseerde levensverwachting in 2021 door de geïntroduceerde COVID-factoren. Doordat deze COVID-factoren in de prognose worden verondersteld exponentieel af te nemen, is deze lagere levensverwachting van tijdelijke aard. In 2025 ligt de periodelevensverwachting, op basis van AG2022, weer op een niveau vergelijkbaar met de vorige prognose AG2020.

In grafiek 4.1 wordt de ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte weergegeven voor de periode tot en met 2050. Tot en met 2021 (voor de Europese selectie tot en met 2019) is de grafiek gebaseerd op gerealiseerde sterftcijfers, voor de periode erna op de AG2022-prognose. Dit betekent dat voor de Europese selectie het effect van COVID-19 niet zichtbaar is in de realisatie en ook niet in de prognose (een pre-COVID-prognose).



**Grafiek 4.1** – Periodelevensverwachting Nederland (inclusief COVID-term) en geselecteerde Europese landen (exclusief COVID-term)

In grafiek 4.1 is de daling in levensverwachting in 2020 en 2021, als gevolg van Covid-19, zichtbaar in de Nederlandse waarnemingen. De periodelevensverwachting van de Nederlandse vrouwen ligt, net als bij de vorige prognoses, onder de levensverwachting van de vrouwen in de geselecteerde Europese landen. De levensverwachting van de Nederlandse mannen ligt, net als voorheen, 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.

### 4.3 Van AG2020 naar AG2022

Om meer inzicht te geven in de verschillen tussen de oude en de nieuwe prognosetafel wordt gebruik gemaakt van zowel de sterftetekansen als de cohortlevensverwachting. De verschillen tussen AG2020 en AG2022 worden verklaard door drie componenten:

- a. Toevoegen data 2019 voor Europa aan het Prognosemodel AG2020.
- b. Verbeteren van de sluitingsmethodiek.
- c. Toevoegen van een tijdelijk COVID-effect op basis van de oversterfte in 2020 en 2021 voor leeftijden vanaf 55 jaar.

#### **Toevoeging data Europa 2019 aan het prognosemodel AG2020**

Het vertrekpunt van de prognose wordt bepaald door de gekalibreerde parameters voor het jaar 2019, gebaseerd op Nederlandse waarnemingen tot en met 2019 en Europese waarnemingen tot en met 2018. De tijdreeksparameter voor Europa voor 2019 wordt bij AG2020 bepaald op basis van een extrapolatie van de historische trend over de periode 1970 tot en met 2018, vertrekkend vanaf de parameterwaarde voor 2018. Deze historische trend wordt daarnaast toegepast in de prognose voor de Europese selectie.

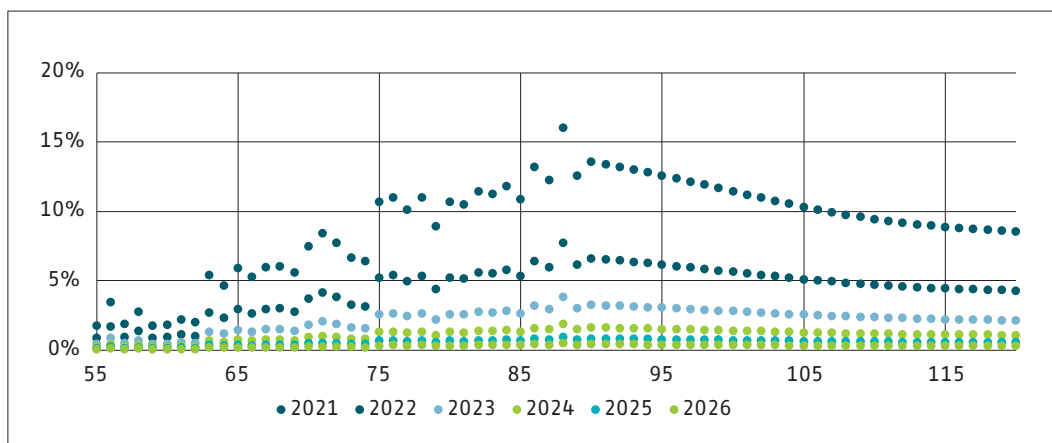
Alleen voor Europa zijn data over 2019 toegevoegd en deze laten zien dat de sterftetekansen in Europa ten opzichte van 2018 sterker zijn gedaald dan op basis van de historische trend, bepaald in 2018, werd verwacht. Dit zorgt voor een toename van de toekomstige sterfteverbetering en de levensverwachting.

#### **Verbetering van de sluitingsmethodiek**

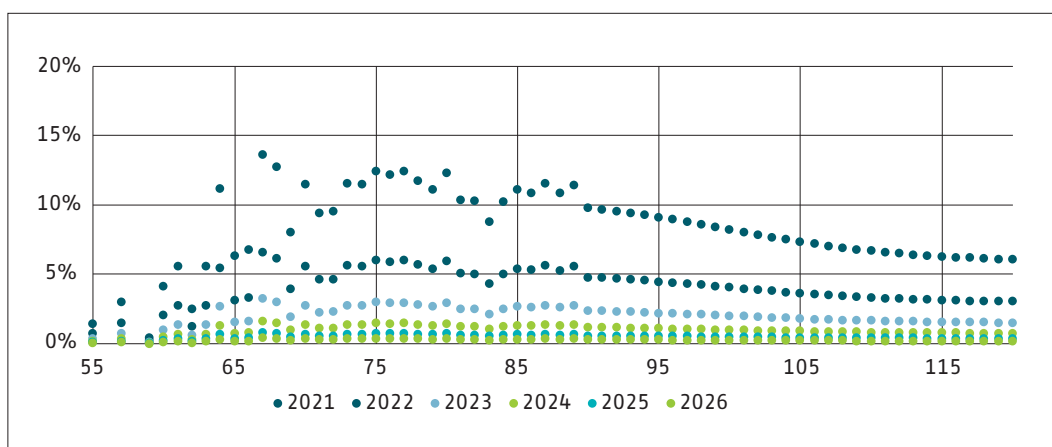
De sterftetekansen boven 90 jaar wijzigen in de nieuwe prognose als gevolg van de verbetering van de sluitingsmethodiek. Hierdoor is voor hogere leeftijden een daling van de sterftetekansen zichtbaar ten opzichte van de sterftetekansen volgend uit de oude sluitingsmethodiek. De sterftetekansen voor de leeftijden tot en met 90 jaar wijzigen door de nieuwe sluitingsmethodiek niet.

#### **Tijdelijk COVID-effect**

Het tijdelijke COVID-19-effect beïnvloedt de prognose voor leeftijden vanaf 55 jaar. In de grafieken 4.2 en 4.3 is zichtbaar hoe dit effect doorwerkt in de prognose.



**Grafiek 4.2** – Impact tijdelijke relatieve opslag sterftekans mannen door COVID



**Grafiek 4.3** – Impact tijdelijke relatieve opslag sterftekans vrouwen door COVID

In de AG2022-prognose wordt verondersteld dat het COVID-effect exponentieel afneemt, waarbij we zijn uitgegaan van een jaarlijkse halvering vertrekkend vanaf 2021. In 2021 bleek de sterftekans van een 65-jarige man circa 6% hoger dan (pre-COVID) verwacht. In de prognose is de verwachting dat in 2022 de sterftekans van een 65-jarige man nog circa 3% hoger ligt dan verwacht et cetera. In prognosejaar 2026 is het COVID-effect volgens de gekozen methodiek al sterk verminderd en bedraagt de gemiddelde verhoging van de sterftekans voor leeftijd 55 jaar en hoger circa 0,3%. In de jaren daarna convergeert dit verder naar nul.

### Ontwikkeling levensverwachting

In de cohortlevensverwachting worden alle toekomstige sterfteontwikkelingen meegenomen. In deze paragraaf wordt stapsgewijs de impact getoond van de hiervoor beschreven componenten op de cohortlevensverwachtingen voor het startjaar 2023.

In tabel 4.3 is te zien dat de levensverwachting bij geboorte voor zowel mannen als vrouwen toeneemt: voor mannen met ongeveer 0,5 jaar en voor vrouwen met ongeveer 0,9 jaar. De resterende levensverwachting voor een 65-jarige stijgt voor mannen met ongeveer 0,1 jaar en voor vrouwen met 0,2 jaar.



Cohortlevensverwachting in 2023	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2020	89,47	91,88	20,24	23,07
Toevoegen EU2019	0,21	0,29	0,08	0,13
Sluitingsmethode	0,36	0,59	0,04	0,08
COVID-19-effect	0,00	0,00	-0,01	-0,01
AG2022	90,04	92,76	20,35	23,27

**Tabel 4.3** – Cohortlevensverwachting in 2023

Het toevoegen van het datapunt 2019 voor Europa verklaart een deel van de toename. Doordat de geobserveerde Europese sterftetekansen sterker zijn gedaald dan op basis van de historische trend, zoals bepaald in 2018, werd verwacht, neemt de levensverwachting toe. De wijziging van de sluitingsmethode heeft vooral bij de levensverwachting bij geboorte voor een substantiële impact gezorgd. Bij de nieuwe sluitingsmethode liggen de sterftetekansen voor leeftijden boven 90 jaar lager dan in de vorige prognose. Dit werkt ook door in de cohortlevensverwachting van mensen jonger dan 90 jaar. Het effect is bij vrouwen groter dan bij mannen omdat vrouwen gemiddeld ouder worden dan mannen en daardoor een grotere kans hebben om de leeftijd van 90 jaar te bereiken.

Het scenario 'verdwijnd' dat voor COVID-19 is gekozen, zorgt voor een tijdelijk hogere sterftetekans voor leeftijden vanaf 55 jaar, die na 2021 exponentieel daalt over de tijd. In het gekozen startjaar (2023) is deze extra sterfte al twee keer gehalveerd (tot een 1/4 deel van de in 2021 gemodelleerde oversterfte) en deze extra sterfte halveert in de jaren erna verder. De impact op de cohortlevensverwachting in 2023 is hierdoor vrijwel nihil.

In tabel 4.4 staan de toekomstige cohortlevensverwachtingen voor de startjaren 2023, 2048 en 2073.

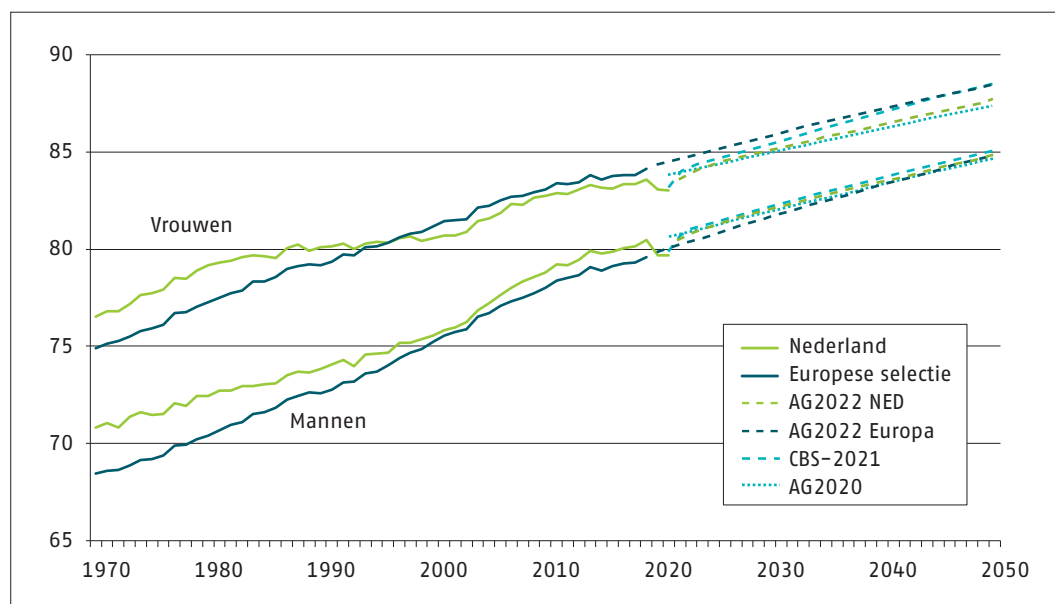
Startjaar	Bij geboorte			Op leeftijd 65		
	Mannen	Vrouwen	Vershil	Mannen	Vrouwen	Vershil
2023	90,0	92,8	2,8	20,4	23,3	2,9
2048	92,5	95,1	2,6	23,1	25,9	2,8
2073	94,5	97,0	2,5	25,5	28,1	2,6

**Tabel 4.4** – Toekomstige cohortlevensverwachting op basis van AG2022

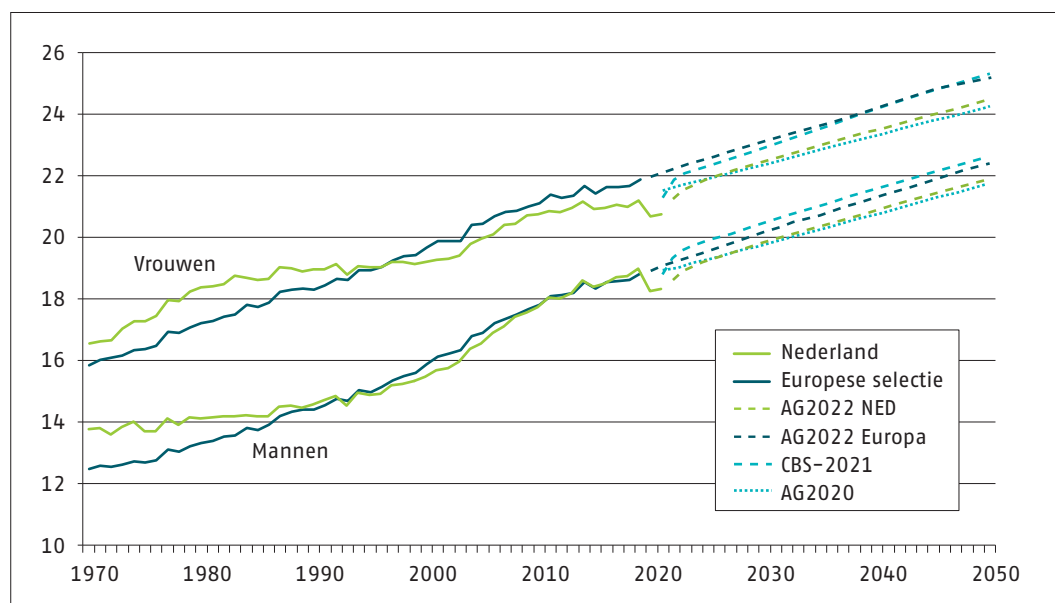
Uit deze cijfers blijkt dat volgens de prognose de levensverwachting voor mannen en vrouwen zal blijven stijgen, voor de mannen iets sneller dan voor de vrouwen. Hierdoor daalt het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen.

## 4.4 Prognose in perspectief

In grafiek 4.4 worden de ontwikkelingen van de periodelevensverwachting bij geboorte voor AG2020, AG2022 en CBS2021-2070 tegen elkaar afgezet. Zichtbaar is dat de AG2022-prognose voor de langere termijn opwaarts is bijgesteld en daarmee dichterbij de CBS-prognose komt te liggen. De trend van de AG2022-prognose voor Nederlandse mannen convergeert naar de trend voor mannen in de prognose voor de geselecteerde Europese landen, terwijl voor vrouwen het verschil ongeveer gelijk blijft.



Grafiek 4.4 – Ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte



Grafiek 4.5 – Ontwikkeling periodelevensverwachting op leeftijd 65

Grafiek 4.5 toont de ontwikkeling van de periodelevensverwachting op leeftijd 65. Bij zowel mannen als vrouwen is zichtbaar dat de AG2022-prognose eerst nog onder de AG2020-prognose ligt vanwege de meegenomen oversterfte voor COVID-19 in de eerste jaren. In latere jaren wordt de licht opwaartse bijstelling door het toevoegen van de Europese data voor 2019 en het aanpassen van de sluitingsmethodiek ten opzichte van AG2020 zichtbaar.

In tabel 4.5 staan de cohortlevensverwachtingen vermeld voor AG2020, AG2022 en CBS2021-2070. De verschillen in de cohortlevensverwachting op leeftijd 65 tussen AG2022 en CBS2021-2070 zijn afgenomen ten opzichte AG2020.

Startjaar 2023	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
Prognose				
AG2020	89,5	91,9	20,2	23,1
AG2022	90,0	92,8	20,4	23,3
CBS2021	niet beschikbaar	niet beschikbaar	20,8	23,4

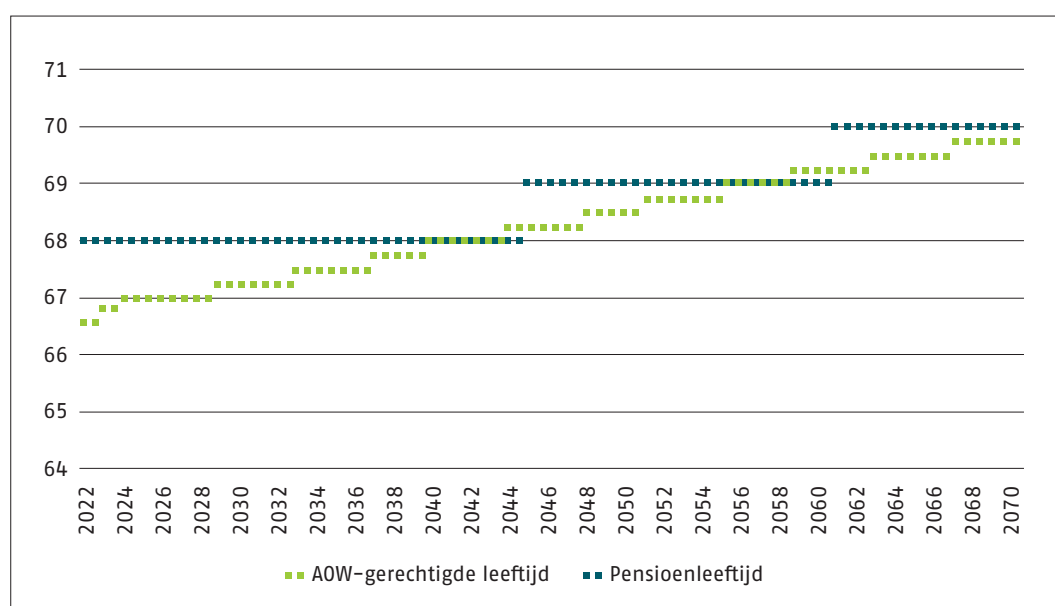
**Tabel 4.5** – Cohortlevensverwachtingen voor AG2020, AG2022 en CBS2021

In tabel 4.5 is ook zichtbaar dat het verschil in levensverwachting bij geboorte tussen mannen en vrouwen is toegenomen bij AG2022 ten opzichte van AG2020.

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

De *Wet verandering koppeling AOW-leeftijd* koppelt de pensioengerechtigde leeftijd in de eerste pijler (AOW) en de pensioenrichtleeftijd in de tweede 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 AG2022, zijn in grafiek 4.6 samengevat. 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 4.6** – Fictieve ontwikkeling AOW-gerechtigde leeftijd en pensioenrichtleeftijd op basis van AG2022

### 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 de *Wet verandering koppeling AOW-leeftijd* is vastgelegd dat verhogingen van de AOW-leeftijd na 2025 worden bepaald door 2/3<sup>e</sup> 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<sup>e</sup> deel).

Voor 2026 en 2027 is reeds bepaald dat op basis van ramingen van het CBS geen stijging van de AOW-leeftijd wordt doorgevoerd.

Volgens de Prognosetafel AG2022 stijgt de AOW-leeftijd pas in 2029 door naar 67 jaar en 3 maanden, omdat dan de resterende levensverwachting is gestegen met 4,5 maand ten opzichte van de in de Wet opgenomen referentiewaarde 20,64. In tabel 4.6 is te zien wanneer de AOW-leeftijd naar verwachting een volledig jaar zal zijn toegenomen. Op basis van de Prognosetafel AG2022 zou sprake zijn van een latere verhoging van de AOW-leeftijd dan bij het CBS.

Verwachte AOW-gerechtigde leeftijd	CBS2021	AG2022
68	2038	2040
69	2051	2055
70	2067	2071
71	Niet beschikbaar	2089

**Tabel 4.6** – Jaren waarin naar verwachting de AOW-leeftijd een volledig jaar zal zijn gestegen volgens de laatste prognose van CBS en AG

### Verhoging pensioenrichtleeftijd

De verhoging van de pensioenrichtleeftijd (in stappen van 1 jaar) in de tweede 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 2024 uiterlijk 1 januari 2023 bekend moet zijn. Hierbij wordt de resterende levensverwachting van een 65-jarige in 2034 gehanteerd.

Een verhoging van de pensioenrichtleeftijd naar 69 jaar wordt pas rond het jaar 2045 verwacht.

## 4.6 Effecten op voorzieningen

Om de effecten van overgang naar de Prognosetafel AG2022 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 is er een jong, een oud en een gemiddeld fonds. Daarnaast is een modelportefeuille bepaald om de impact op de pensioenpremie inzichtelijk te maken. Zie Appendix C voor een beschrijving van de modelportefeuilles.

De voorbeeldfondsen bevatten naast een ouderdomspensioen (OP) ingaande op 65 jaar, een latent partnerpensioen en een ingegaan partnerpensioen (PP). Bij de mannelijke portefeuilles wordt ervan uitgegaan dat uitbetalingen van het ingegane partnerpensioen betrekking hebben op vrouwelijke partners. Voor de vrouwelijke portefeuilles is dat andersom. In Appendix C zijn de overige gehanteerde aannames beschreven.

De modelportefeuilles hebben een (naar voorziening) gemiddelde gewogen leeftijd van 45 jaar (jong), 55 jaar (gemiddeld) en 65 jaar (oud). De effecten zijn in tabel 4.7 weergegeven voor zowel een rekenrente van 3% als 1%.

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

**Tabel 4.7** – Impact op voorzieningen voor voorbeeldfondsen van overgang van AG2020 naar AG2022 per eind 2022 (verschil AG2022 minus AG2020 uitgedrukt in procenten van AG2020). De afzonderlijke percentages, zoals vermeld bij de pensioenvormen OP en PP, tellen niet op tot de percentages zoals vermeld bij het totaal. Dit komt omdat de omvang van de voorzieningen van de afzonderlijke pensioenvormen verschillend zijn.

\* Het effect op de VPV bij het ingegane partnerpensioen heeft betrekking op het geslacht van de partner, bij de voorbeeldfondsen voor mannen betreft dit vrouwen en vice versa.

In tabel 4.7 is te zien dat de bijstelling voor vrouwen groter is dan voor mannen. Dit is af te leiden uit de hogere impacts bij het ouderdomspensioen bij vrouwen ten opzichte van mannen. Een hiermee samenhangend effect is zichtbaar bij het latent partnerpensioen, waar de voorziening voor mannen juist sterker toeneemt dan voor vrouwen

vanwege de sterkere afname van de sterftekansen van de bij het overlijden van de man achterblijvende vrouwelijke partner in vergelijking met de mannelijke partner bij vrouwen.

Uit tabel 4.7 valt af te lezen dat de impact op de voorziening substantieel is. Voor een gemiddeld fonds neemt bij 3% rekenrente de voorziening met ongeveer 0,6–0,7% toe. Tussen de voorbeeldfondsen varieert de impact bij 3% rekenrente, in termen van voorzieningen op totaalniveau, van 0,5% tot 0,7% voor mannen en van 0,6% tot 0,9% voor vrouwen. Bij een rekenrente van 1% zorgt de lagere 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 4.8.

Effect pensioenpremie	3% rekenrente		1% rekenrente	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
OP (68)	0,9%	1,1%	1,1%	1,5%
OP + 70% latent PP opbouw	0,8%	1,0%	1,2%	1,4%
OP + 70% latent PP risico	0,6%	1,0%	1,0%	1,4%

**Tabel 4.8** – Impact op premies voor modelportefeuille van overgang van AG2020 naar AG2022 (verschil AG2022 minus AG2020 uitgedrukt in procenten van AG2020)

De impact op de premie is groter dan op de voorziening door de gemiddeld langere projectiehorizon en laat een stijging van de pensioenpremie van 0,6% tot 1,1% zien bij een rekenrente van 3% en een stijging van 1,0% tot 1,5% bij een rekenrente van 1%. Dit zijn relatieve effecten. Bij een premie van bijvoorbeeld 25% van de pensioengrondslag komt dit overeen met ongeveer 0,3%-punt premie.

In tabel 4.9 is de impact op de voorziening van AG2020 naar AG2022 voor een gemiddelde modelportefeuille in twee stappen uitgesplitst en getoond bij een rekenrente van 3% en 1%.

Effect VPV Gemiddeld fonds	3% rekenrente		1% rekenrente	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
Toevoegen EU2019	0,4%	0,4%	0,5%	0,5%
Sluitingsmethode	0,2%	0,3%	0,4%	0,5%
COVID-19-effect	0,0%	0,0%	0,0%	0,0%
<b>Totaal</b>	<b>0,6%</b>	<b>0,7%</b>	<b>0,9%</b>	<b>1,0%</b>

**Tabel 4.9** – Impact op voorziening voor modelportefeuille gemiddeld

Zichtbaar is dat meer dan de helft van de stijging van de voorziening wordt verklaard door toevoeging van Europese data van 2019 en het restant door de wijziging van de sluitingsmethode. De impact van COVID-19 is, in termen van het effect op de voorziening, nihil.

Tabel 4.10 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 groter bij lagere leeftijden.

Effect VPV	Mannen		Vrouwen		Mannen	Vrouwen
	OP	Latent PP	OP	Latent PP	Ingegaan pp*	Ingegaan pp
<b>3% rekenrente</b>						
25	1,0%	1,2%	1,4%	0,2%	0,2%	0,3%
45	0,8%	0,8%	1,0%	0,2%	0,3%	0,4%
65	0,4%	0,9%	0,5%	0,5%	0,4%	0,5%
85	-0,2%	1,6%	0,4%	-0,1%	-0,2%	0,4%
<b>1% rekenrente</b>						
25	1,4%	2,5%	1,9%	1,3%	0,4%	0,6%
45	1,0%	1,6%	1,3%	0,8%	0,5%	0,7%
65	0,5%	1,3%	0,7%	0,7%	0,5%	0,7%
85	-0,2%	1,7%	0,5%	-0,0%	-0,2%	0,5%

**Tabel 4.10** – Impact op voorzieningen per leeftijd en geslacht van overgang van AG2020 naar AG2022 (verschil AG2022 minus AG2020 uitgedrukt in procenten van AG2020)

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



# 5

## Onzekerheid

Het Prognosemodel AG2022 is gebaseerd op sterftedata uit het verleden. Ontwikkelingen die in de historische gegevens geobserveerd zijn, worden zo goed mogelijk doorgetrokken naar de toekomst. Omdat de toekomst onzeker is, zullen de waarden die in de komende jaren gevonden worden voor de daadwerkelijke sterftcijfers in Nederland afwijken van de best mogelijke inschattingen die we op dit moment kunnen geven. De CSO kiest ervoor om ook die onzekerheid deels in kaart te brengen.

## 5.1 Soorten onzekerheid

In het algemeen kunnen we vier vormen van onzekerheid onderscheiden:

- **modelonzekerheid**
- **parameteronzekerheid**
- **procesonzekerheid en**
- **micro-langlevenrisico.**

De CSO heeft ervoor gekozen in de betrouwbaarheidsintervallen die later in dit hoofdstuk getoond worden, **alleen procesonzekerheid** te modelleren, op basis van de Prognosetafel AG2022 zonder COVID-term. Modelonzekerheid wordt niet expliciet gemodelleerd; wel wordt de Prognosetafel AG2022 vergeleken met een aantal alternatieve projecties om zo een indruk te geven van de mate van modelonzekerheid. Parameteronzekerheid en micro-langlevenrisico zijn geheel buiten beschouwing gelaten. Indien al deze vormen van onzekerheid wel volledig en in samenhang worden meegenomen, zullen de betrouwbaarheidsintervallen aanzienlijk breder worden. De getoonde betrouwbaarheidsintervallen vormen daarmee een ondergrens van de daadwerkelijke onzekerheid.

Tegelijkertijd wijzen we erop dat ons model een stochastische scenariogenerator representeert. Het AG2022-model vormt dan ook een *startpunt*, geen eindpunt voor modellering en kwantificering van onzekerheid. Reproduceerbaarheid en precieze documentatie zorgen ervoor dat iedereen met het model (al dan niet met COVID-factoren) eigen scenario's kan toevoegen aan de hierna door het AG2022-model gegenereerde scenario's voor procesonzekerheid.

### Modelonzekerheid

Het AG2022-prognosemodel is net als ieder ander model een versimpelde weergave van de werkelijkheid. Dit betekent dat we niet met zekerheid kunnen stellen dat het gekozen model ook daadwerkelijk een juiste specificatie van de toekomstige sterfteontwikkeling geeft.

Er zijn in de wetenschappelijke literatuur manieren bekend om deze modelonzekerheid te formaliseren. Het meenemen van modelonzekerheid vereist de specificatie van een klasse van alternatieve modellen. De CSO heeft besloten dit niet expliciet te modelleren.

Wel geven de in het vorige hoofdstuk getoonde uitkomsten van alternatieve prognosetafels (AG2020 en CBS2021) en de later in dit hoofdstuk opgenomen uitkomsten van alternatieve COVID-scenario's (structureel, verdwijnend en incidenteel) een indicatie van de mate van modelonzekerheid. Hiermee wordt echter zeker niet het volledige modelrisico gedekt; er bestaat immers een heel scala aan alternatieve modelspecificaties. Bovendien zijn deze alternatieve modelspecificaties niet in samenhang met de andere vormen van onzekerheid (parameteronzekerheid, procesonzekerheid en micro-langlevenrisico) bekeken. De daadwerkelijke onzekerheid in de toekomstige sterfteontwikkeling zal daarom aanzienlijk groter zijn.

### Parameteronzekerheid

De parameters in het AG2022 prognosemodel worden geschat aan de hand van geobserveerde overlijdensgevallen, die een beperkte steekproef vormen. Dat impliceert dat er ook onzekerheid zit in de geschatte parameters van het prognosemodel. Overigens is het onderscheid tussen parameter- en modelonzekerheid enigszins arbitrair. Parameteronzekerheid kwantificeert specifieke modelonzekerheid (binnen de gekozen modelklasse), terwijl modelonzekerheid soms als parameteronzekerheid geclassificeerd kan worden via geschikte parameterkeuze.

Afhankelijk van hoe het Lee-Carter of het Li-Lee-model wordt gemodelleerd, bestaat er al wetenschappelijke literatuur, die aangeeft hoe parameterrisico kan worden gekwantificeerd op de standaardwijze<sup>10</sup>. Deze literatuur is nog niet geschikt voor het AG2022-model. Parameterrisico kan wel in kaart worden gebracht door middel van bootstrapping. Dit is een statistische methode die gebaseerd is op een zogenaamde resampling-techniek, waarbij voor een gegeven set parameters een groot aantal mogelijke overlijdensgevallen uit de bijbehorende Poisson-verdeling gesimuleerd wordt. Voor elk van die steekproeven wordt vervolgens gekeken welke parameters gevonden zouden zijn als die specifieke steekproef voor de kalibratie van het model gebruikt zou zijn. Dit geeft inzicht in de onzekerheid van de gevonden parameterwaarden. Immers, als we voor elk van de mogelijke steekproeven grofweg dezelfde parameters terugvinden, is de invloed van de steekproef op de parameters gering. Als we juist veel variatie zien in de gevonden parameters die we zo genereren, is de parameteronzekerheid groot.

Omdat onze parameters gebaseerd zijn op veel waarnemingen over meerdere jaren uit zowel Nederland als de rest van Europa, is de inschatting minder onzeker dan wanneer enkel naar een kleinere populatie gekeken zou zijn. Hoewel het wenselijk is om het effect van het gebruik van een steekproef in kaart te brengen, heeft de CSO besloten dit niet mee te nemen in de betrouwbaarheidsintervallen die later in dit hoofdstuk getoond worden. Als dit risico wel wordt meegenomen, zullen de betrouwbaarheidsintervallen aanzienlijk breder worden.

### Procesonzekerheid

De modelvergelijkingen in Appendix A nodigen uit om niet alleen met een vaste prognosetafel te werken. Actuarissen kunnen ze gebruiken om middels simulatie stochastische scenario's te genereren. Dat levert een collectie van mogelijke toekomstige paden van sterftেকansen op, die vergelijkbaar zijn met scenario's die gemaakt worden voor bijvoorbeeld toekomstige rentecurven en beleggingsrendementen. Met deze scenario's kunnen vervolgens verdelingen voor (toekomstige) levensverwachtingen/ portefeuillewaarden en dergelijke gegenereerd worden. Deze onzekerheid (*gegeven de modelspecificatie en gegeven de parameterschattingen*) noemen we *procesonzekerheid*.

---

Liu, Q., Ling, C., Li, D. & Peng, L. (2019). *Bias-Corrected Inference for a Modified Lee-Carter Mortality Model*. *Astin Bulletin*, 49, 433-455 en Liu, Q., Ling, C. & Peng, L. (2019). *Statistical Inference for Lee-Carter Mortality Model and Corresponding Forecasts*. *North American Actuarial Journal*, 23, 335-363.

Naast deze onzekerheid in de geprojecteerde tijdreeksen is er nog een andere vorm van procesonzekerheid, namelijk onzekerheid in de sterftewaarnemingen. Bij het schatten van het Li-Lee-model houden we expliciet rekening met het feit dat we sterftetekansen nooit precies kunnen observeren; we hebben alleen de beschikking over geobserveerde sterftefrequenties. Dit impliceert dus een zekere “meetruis”. Deze noemen we ook wel Poisson-ruis in verband met de verdeling die we voor het aantal geobserveerde overlijdensgevallen veronderstellen. Deze Poisson-ruis speelt geen rol van betekenis bij het bepalen van onzekerheid in levensverwachting en is daarom niet meegenomen in de betrouwbaarheidsintervallen die later in dit hoofdstuk getoond worden.

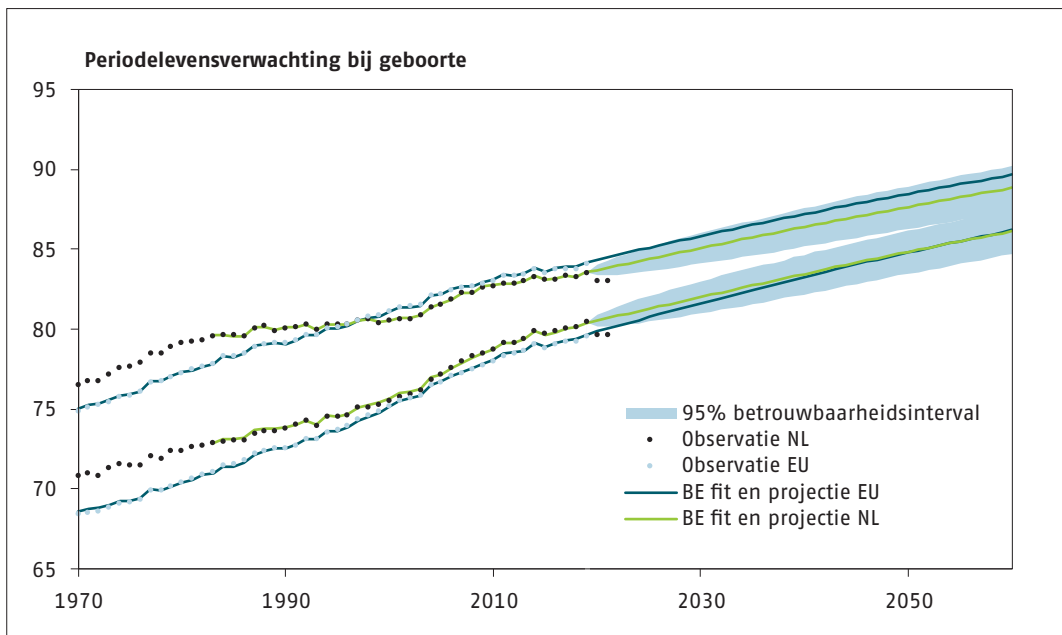
### Micro-langlevensrisico

Zelfs als er geen enkele onzekerheid is ten aanzien van het model, de parameters, het proces en de daaruit resulterende sterftetekansen, dan nog is er onzekerheid als gevolg van micro-langlevensrisico. Geen onzekerheid in sterftetekansen impliceert immers niet dat er geen onzekerheid is over het daadwerkelijke moment van overlijden voor een enkel individu. Als de *verwachte* leeftijd bij overlijden geen onzekerheid kent, betekent dit uiteraard niet dat het moment van overlijden voor een individu nu al vaststaat. Anders dan eerdergenoemde vormen van onzekerheid welke alle deelnemers vaak op een soortgelijke manier treffen, is micro-langlevensrisico een niet-systematisch risico dat diversifieerbaar is indien er sprake is van stochastische onafhankelijkheid tussen de individuen in de steekproef en de steekproef maar groot genoeg is (vergelijkbaar met het opwerpen van een munt). Om deze reden is dit risico niet meegenomen in de betrouwbaarheidsintervallen die later in dit hoofdstuk getoond worden.

## 5.2 Simulaties voor de levensverwachting

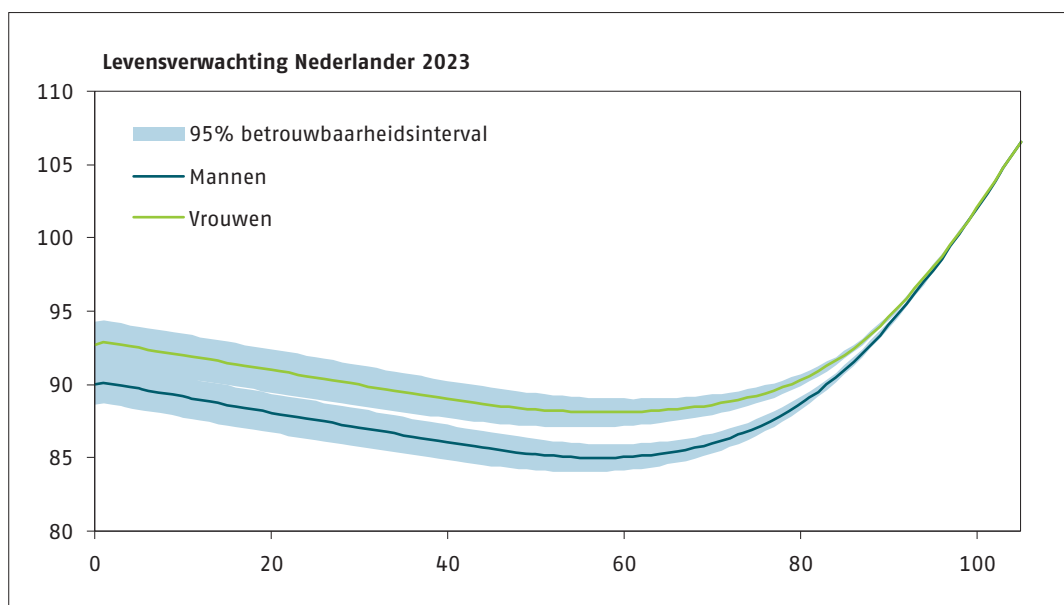
De best estimate sterftetekansen zijn te verkrijgen door te veronderstellen dat toekomstige sterftetekansen zich ontwikkelen volgens de modelspecificatie uit appendix A, waarbij alle storingstermen op nul zijn gezet. Het is echter ook mogelijk om op basis van deze specificatie stochastische scenario's te simuleren: door uit de multivariate normale verdeling gecorreleerde storingstermen  $\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V$  te trekken, kunnen tijdreeksen  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  en daarmee hazard rates  $\mu_x^g(t)$  en sterftetekansen  $q_x^g(t)$  gesimuleerd worden. Op basis hiervan kan dan voor de gehele horizon een betrouwbaarheidsinterval rondom de levensverwachting worden bepaald.

Het 95%-betrouwbaarheidsinterval is tot 2060 weergegeven in grafiek 5.1 voor zowel mannen als vrouwen. Deze grafiek laat zien dat de onzekerheid in de prognose van de periodelevensverwachting, zoals verwacht, toeneemt naarmate de prognose verder in de toekomst ligt. Verder valt op dat de geobserveerde sterfte in de COVID-jaren 2020 en 2021 buiten het betrouwbaarheidsinterval valt; het betrouwbaarheidsinterval toont immers alleen de procesonzekerheid voor de AG2022-prognosetafel zonder COVID-term en aangezien de COVID-term een deterministische component van het AG2022-model is, zou dit als parameter/modelonzekerheid gezien kunnen worden.



**Grafiek 5.1** – Betrouwbaarheidsinterval rondom de best estimate van de periodelevensverwachting voor Nederlandse mannen en vrouwen

Grafiek 5.2 toont de procesonzekerheid in de cohortlevensverwachting per leeftijd van Nederlandse mannen en vrouwen in 2023. Deze grafiek laat zien dat de procesonzekerheid afneemt naarmate de leeftijd toeneemt. Dit komt omdat het aantal jaren waarvoor een inschatting wordt gemaakt afneemt naarmate de leeftijd toeneemt. Daarnaast is zichtbaar dat de levensverwachting eerst afneemt tot een leeftijd van circa 60 jaar en daarna toeneemt. Twee effecten spelen hier een rol. Iemand die ouder is, heeft al een periode overleefd, waardoor de levensverwachting met het ouder worden toeneemt. Daarnaast zal iemand die jonger is juist meer profiteren van verwachte toekomstige sterfteverbeteringen.

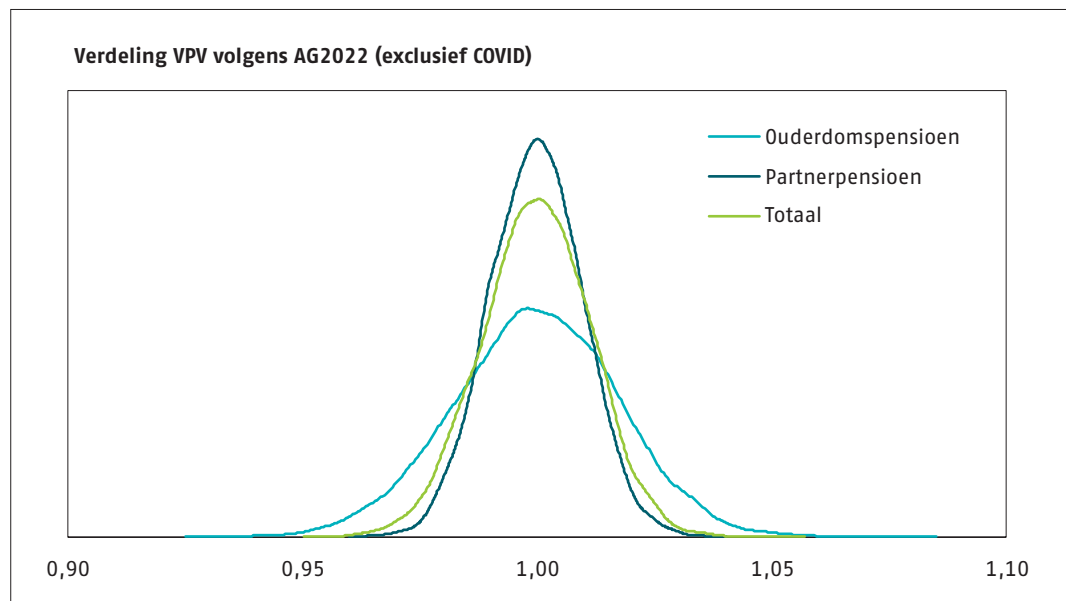


**Grafiek 5.2** – Betrouwbaarheidsinterval rondom de best estimate van de cohortlevensverwachting voor Nederlandse mannen en vrouwen in 2023

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

### 5.3 Simulaties voor de verplichtingen

Voor ieder van de in paragraaf 5.2 beschreven scenario's voor sterftetekansen kan de waarde van de verplichtingen vastgesteld worden. Door alle scenario's samen te beschouwen resulteert dan een verdeling van de waarde van de verplichtingen. Grafiek 5.3 geeft, na simulatie van 10.000 van dergelijke scenario's, de verdeling van de gesimuleerde waarden voor OP, PP en de combinatie van beide pensioenvormen ten opzichte van de best estimate. Het gaat hier om de modelportefeuille voor mannen met een gemiddelde leeftijdsopbouw en een rekenrente van 3%. De verdeling die uit de simulaties voortvloeit lijkt sterk op een normale verdeling. Merk op dat de getoonde verdelingen niet helemaal vloeiend zijn als gevolg van de inherente simulatie-onzekerheid bij 10.000 simulaties.



**Grafiek 5.3** – Verdeling uitkomsten simulatie voorziening (rekenrente 3%) voor modelportefeuille mannen gemiddelde leeftijdsopbouw rondom de best estimate

Tabel 5.1 en 5.2 geven het gemiddelde en de kwantielen voor 95%, 97,5% en 99,5% voor de voorziening pensioenverplichtingen (VPV) bij een rekenrente van 3% en 1%. Hiervoor zijn de gemiddelde modelportefeuilles van mannen en vrouwen gebruikt bij een vaste rekenrente van 3% en 1%. De uitkomsten zijn uitgedrukt in percentages van de best estimate waarden.

Uitkomsten simulatie VPV (in verhouding tot de best estimate)						
Rente 3%	Mannen			Vrouwen		
	OP	PP	OP+PP	OP	PP	OP+PP
<b>Standaardafwijking</b>	1,7%	1,0%	1,2%	1,5%	2,2%	0,6%
<b>Kwantielen</b>						
<b>50%</b>	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%	100,0%
<b>95%</b>	102,8%	101,6%	101,8%	102,5%	103,6%	102,0%
<b>97,5%</b>	103,3%	101,9%	102,2%	103,0%	104,4%	102,5%
<b>99,5%</b>	104,5%	102,6%	102,9%	103,8%	105,8%	103,1%

**Tabel 5.1** – Resultaten simulatie voorzieningen op een rekenrente van 3% voor modelportefeuilles (gemiddelde leeftijdsopbouw)

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

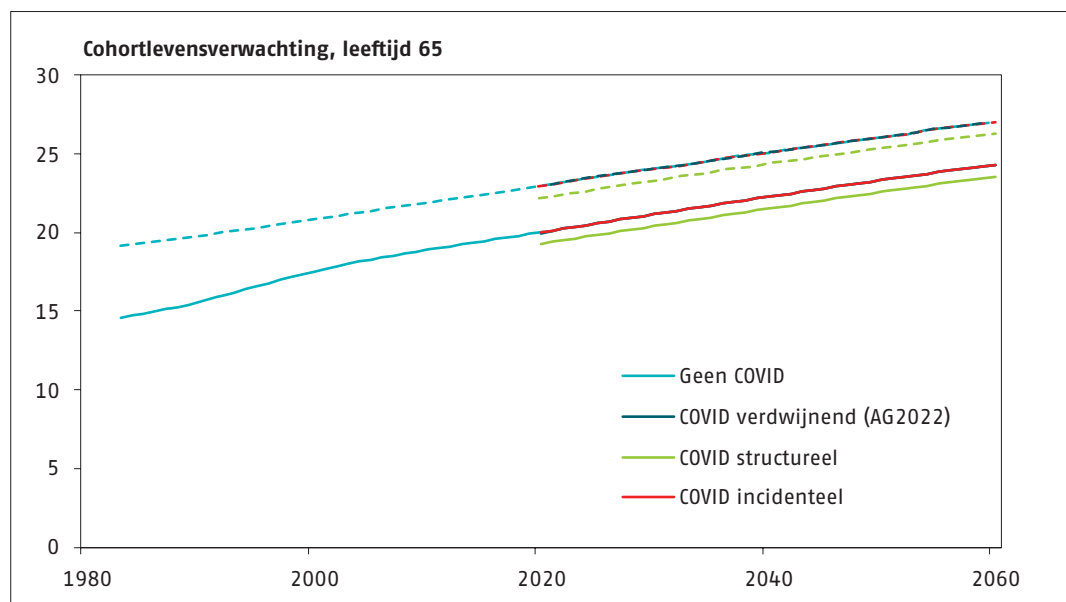
**Tabel 5.2** – Resultaten simulatie voorzieningen op een rekenrente van 1% voor modelportefeuilles (gemiddelde leeftijdsopbouw)

Zoals uit bovenstaande tabellen blijkt, ligt de spreiding bij het ouderdomspensioen hoger dan bij de combinatie van OP en PP. Dit komt omdat bij een combinatie van ouderdoms- en partnerpensioen sprake is van een combinatie van lang- en kort-levenrisico. Ook is te zien dat de spreiding in het ouderdomspensioen voor vrouwen kleiner is dan voor mannen. Hoewel beide kappa-processen voor vrouwen op zichzelf volatieler zijn dan voor mannen (ook na vermenigvuldiging met bèta) is de Nederlandse afwijking voor vrouwen negatief gecorreleerd met de Europese trend. Anders dan voor mannen wordt voor vrouwen een schok in de Europese trend daardoor over het algemeen deels gecompenseerd door een tegengesteld effect in de Nederlandse afwijking. Voor mannen wordt een schok in de Europese trend juist versterkt door een effect in de Nederlandse afwijking van gelijke richting. Daarnaast is te zien dat de

spreiding in het ouderdomspensioen (afzonderlijk dan wel gecombineerd) voor vrouwen kleiner is dan bij het partnerpensioen opgebouwd door vrouwelijke deelnemers (dus inclusief de weduwnaars), maar voor mannen juist groter dan bij rechten opgebouwd door mannelijke deelnemers (dus inclusief de weduwen). Dit kan verklaard worden door het feit dat de onzekerheid afneemt met de leeftijd (zoals ook getoond in grafiek 5.2) in combinatie met het feit dat mannelijke partners drie jaar ouder worden verondersteld dan de vrouwelijke hoofdverzekerde, en andersom. Verder is te zien dat een lagere rekenrente leidt tot een grotere spreiding in de resultaten.

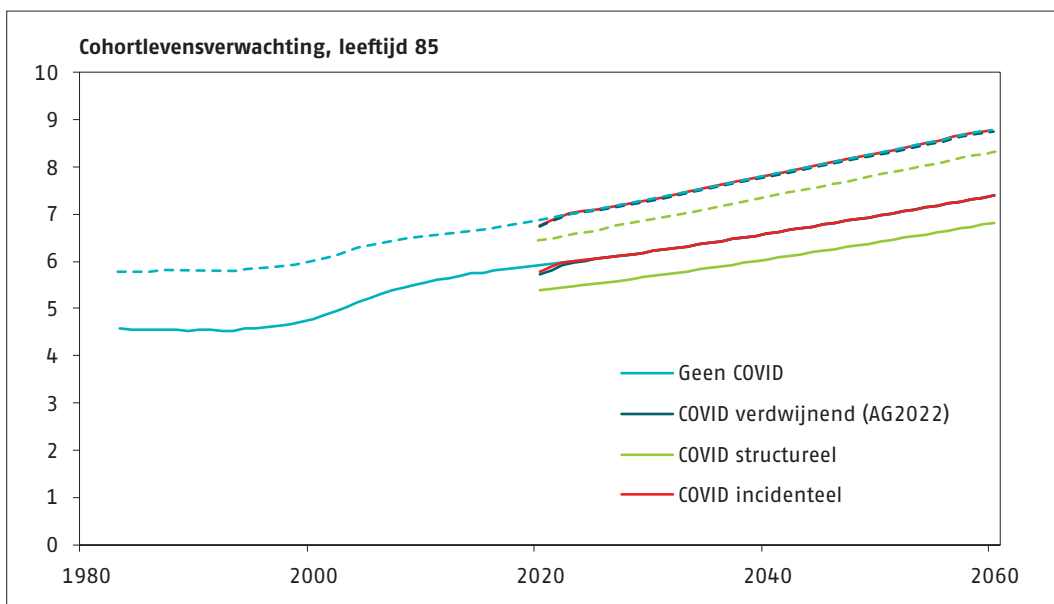
## 5.4 Alternatieve COVID-scenario's

Om een indruk te krijgen van de mate van modelonzekerheid is de (cohort) levensverwachting volgens de AG2022 prognosetafel vergeleken met de (cohort) levensverwachting volgens een aantal alternatieve COVID-scenario's (structureel, verdwijnend en incidenteel). In grafiek 5.4 is te zien dat een 65-jarige man in 2023 volgens de AG2022-prognose naar verwachting nog circa 20 jaar te leven heeft en een 65-jarige vrouw nog circa 23 jaar. Volgens de alternatieve COVID-scenario's varieert deze resterende levensverwachting tussen 19,6 jaar en 20,4 jaar voor mannen en tussen 22,5 jaar en 23,3 jaar voor vrouwen. Dit komt neer op een bandbreedte van 0,7 - 0,8 jaar. Grafiek 5.5 laat voor een 85-jarige man/vrouw iets kleinere absolute bandbreedtes (+/- 0,4 - 0,5 jaar) zien, hoewel dit ten opzichte van de resterende levensverwachting (6 à 7 jaar) juist relatief groter is. Wel merken we op dat de omvang van de bandbreedtes bijna uitsluitend gedreven wordt door het structurele-COVID-scenario; de overige COVID-scenario's (incidenteel en geen COVID) verschillen maar weinig van het verdwijnende-COVID-scenario (AG2022).



**Grafiek 5.4** – Resterende cohortlevensverwachting voor een 65-jarige man (doorgetrokken lijnen) en 65-jarige vrouw (gestippelde lijnen) voor alternatieve COVID-scenario's





**Grafiek 5.5** – Resterende cohortlevensverwachting voor een 85-jarige man (doorgetrokken lijnen) en 85-jarige vrouw (gestippelde lijnen) voor alternatieve Covid-scenario's

We benadrukken nogmaals dat het niet gezegd is dat hiermee het volledige modelrisico gekwantificeerd is; er bestaat immers een heel scala aan alternatieve modelspecificaties. De in het vorige hoofdstuk getoonde resultaten van alternatieve projecties (AG2020 en CBS2021) zijn hier voorbeelden van. De daadwerkelijke modelonzekerheid zal daarom aanzienlijk groter zijn.



# Appendices

# Appendix A

## AG2022 voor doe-het-zelvers

### 1 Definities

De prognosetafel geeft de ‘best estimate’ voor de éénjarige sterftetekansen  $q_x^g(t)$  voor de geslachten  $g \in \{M, V\}$ , voor de leeftijden  $x \in X = \{0, 1, 2, \dots, 120\}$  en voor de jaren  $t \in T = \{2020, 2021, \dots, 2191\}$ . De éénjarige sterftekans 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 in staat om ook voor de jaren na 2191 een prognose op te stellen.

De sterftetekansen worden niet direct gemodelleerd; in plaats daarvan specificeren we de bijbehorende ‘force of mortality’ (of ‘hazard rate’)  $\mu_x^g(t)$ . We veronderstellen dat  $\mu_{x+s_1}^g(t + s_2) = \mu_x^g(t)$  voor alle  $0 \leq s_1, s_2 < 1$ . Hieruit volgt

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

Elk dynamisch model, op basis waarvan de ‘force of mortality’  $\mu_x^g(t)$  geprognosticeerd kan worden, geeft ook een prognose in termen van éénjarige sterftetekansen via bovenstaande vergelijking.

### 2 Dynamisch model

We modelleren voor  $(x, t) \in X \times T$  voor beide geslachten  $g \in \{M, V\}$  de ‘force of mortality’  $\mu_x^g(t)$ :

$$\ln(\mu_x^g(t)) = \ln(\mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t)) + \ln(o_x^g(t)),$$

met  $\mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t)$  de pre-covid ‘force of mortality’ die is bepaald op basis van de data tot en met 2019, en  $o_x^g(t)$  het quotiënt van  $\mu_x^g(t)$  en  $\mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t)$ , die dus de afwijking vanaf 2020 representeert.

We modelleren  $\ln(\mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t))$  volgens het Li-Lee-model<sup>11</sup>:

$$\ln(\mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t)) = \ln(\mu_x^{g,\text{pre-cov,EU}}(t)) + \ln(\Delta_x^{g,\text{pre-cov}}(t)),$$

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

$$\ln(\Delta_x^{g,\text{pre-cov}}(t)) = \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g,$$

met  $\mu_x^{g,\text{pre-cov,EU}}(t)$  de pre-covid ‘force of mortality’ voor de referentiegroep van West-Europese landen en  $\Delta_x^{g,\text{pre-cov}}(t)$  het quotiënt van  $\mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t)$  en  $\mu_x^{g,\text{pre-cov,EU}}(t)$  (d.w.z. de Nederlandse afwijking ten opzichte van de referentiegroep). Hierin zijn  $\{A_x^g, B_x^g, \alpha_x^g, \beta_x^g\}$  leeftijdsafhankelijke parameters, terwijl  $\{K_t^g, \kappa_t^g\}$  tijdsafhankelijke grootheden zijn, waarvan de dynamica wordt gegeven door de tijdreeksen

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

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

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

waarbij  $\theta^g$ ,  $a^g$ , en  $c^g$  parameters en  $\epsilon_t^g$  en  $\delta_t^g$  storingstermen zijn. De stochastische vectoren  $Z_t = (\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V)'$  zijn onafhankelijk en identiek verdeeld verondersteld (i.i.d.) en hebben een vierdimensionale normale verdeling met gemiddelde  $(0,0,0,0)'$  en gegeven  $4 \times 4$  covariantiematrix  $C$ . Dit betekent dat voor de tijdreeksen van de referentiegroep  $\{K_t^g\}$  een 'random walk with drift' wordt verondersteld en voor de tijdreeksen van de Nederlandse afwijking  $\{\kappa_t^g\}$  een eerste orde autoregressief model, met constante term.

We modelleren  $o_x^g(t)$ , geïnspireerd op het Lee-Carter model, als volgt:

$$\ln(o_x^g(t)) = \tilde{\mathfrak{B}}_x^g \mathfrak{x}_t^g,$$

met  $\{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g\}$  leeftijdsafhankelijke parameters en  $\{\mathfrak{x}_t^g\}$  tijdsafhankelijke grootheden. De waarden van  $\mathfrak{x}_{2020}^g$  en  $\mathfrak{x}_{2021}^g$  volgen uit een gekalibreerd weekmodel dat we later in deze Appendix zullen bespreken, terwijl we voor  $t \geq 2022$  veronderstellen

$$\mathfrak{x}_t^g = \mathfrak{x}_{2021}^g \eta^{t-2021},$$

met  $\eta$  een parameter. Verschillende waarden van de parameter  $\eta$  corresponderen met verschillende scenario's voor het toekomstig verloop van de pandemie:

- De waarde  $\eta \in (0,1)$  correspondeert met het scenario '**verdwijnd**': de waarde van  $\mathfrak{x}_t^g$  voor  $t \geq 2022$  convergeert naar 0, dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covidperiode verdwijnt, met een halfwaardetijd gelijk aan  $\ln(1/2)/\ln(\eta)$ . De CSO heeft voor dit scenario gekozen in de prognose AG2022 met de waarde  $1/2$  voor  $\eta$  en zodat de halfwaardetijd gelijk is aan 1 jaar.
- De waarde  $\eta = 1$  correspondeert met het scenario '**structureel**': de waarde van  $\mathfrak{x}_t^g$  voor  $t \geq 2022$  blijft gelijk aan  $\mathfrak{x}_{2021}^g$ , dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covidperiode verdwijnt niet.
- De waarde  $\eta = 0$  correspondeert met het scenario '**incidenteel**': de waarde van  $\mathfrak{x}_t^g$  voor  $t \geq 2022$  is gelijk aan 0, dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covidperiode verdwijnt direct na 2021.

### 3 'Best estimates' voor sterftekansen en levensverwachting

De 'best estimate' sterftekansen worden vervolgens bepaald via

$$q_x^g(t) = 1 - e^{-\mu_x^g(t)},$$

door in de vergelijkingen voor  $\mu_x^g(t)$  de 'best estimates' van de tijdreeksen voor  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  in te vullen. Omdat we de 'best estimates' voor toekomstige waarden van deze tijdreeksen identificeren met de meest waarschijnlijke ('most likely') uitkomsten, komen die overeen met de reeksen voor  $K_t^g$  en  $\kappa_t^g$  die verkregen worden door voor alle toekomstige  $t$  de waarden  $Z_t = (\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V)'$  =  $(0,0,0,0)'$  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.

We verkrijgen zo de 'best estimates' voor de leeftijden  $x \in X = \{0,1,2, \dots, 120\}$ . Wanneer een sterftekans nodig is voor een leeftijd groter dan 120, dan wordt die gelijk verondersteld aan de sterftekans voor leeftijd 120.

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*:

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

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  $1 - q_{x+s}^g(t+s)$  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*

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

die uitgaat van de veronderstelling dat de sterftetekansen van tijdstip  $t$  niet meer zullen veranderen na dit tijdstip. Dit leidt tot een verkeerd beeld van de levensverwachting en hoewel deze periodelevensverwachting vaak nog aangeduid wordt met "de levensverwachting" is dat onjuist.

#### 4 Gebruikte dataset voor de pre-COVID-kalibratie

De parameterwaarden van  $\mu_x^{g,pre-cov}(t)$  in bovenstaand model zijn voor de leeftijden  $x \in X^o = \{0,1, \dots, 90\}$  bepaald met behulp van de maximum likelihood methode, waarbij gebruik is gemaakt van sterftcijfers en 'exposures' in de West-Europese referentiegroep en in Nederland tot en met het jaar 2019. De parameters voor de leeftijden  $x \in \tilde{X} = \{91,92, \dots, 120\}$  zijn vervolgens bepaald via extrapolatie. We onderdrukken in deze paragraaf het geslacht en de aanduidingen EU/NL in de notatie.

In Appendix D staan de precieze databronnen vermeld. De data van de Human Mortality Database (HMD) is aangevuld met gegevens uit de Eurostat database (EUROS) en met data uit lokale statistische bureaus van het Verenigd Koninkrijk. In deze 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 protocol<sup>12</sup> 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  $x = 0$ :

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

12 – HMD (2019). *Methods Protocol for the Human Mortality Database*.  
<https://www.mortality.org/File/GetDocument/Public/Docs/MethodsProtocolV6.pdf>

## 5 Kalibratie pre-COVID 'force of mortality'

De volgende stappen worden separaat doorlopen voor de beide geslachten  $g \in \{M, V\}$  om  $\mu_x^{g, \text{pre-cov}}(t)$  voor de leeftijden  $x \in X^o = \{0, 1, \dots, 90\}$  te kalibreren:

- We nemen de exposures  $E_{x,t}^{g,EU}$  en geobserveerde sterftes  $D_{x,t}^{g,EU}$  voor de relevante West-Europese landen, met  $t \in T^o = \{1970, 1971, \dots, 2019\}$ . Het betreft steeds de som van alle exposures en de som van alle sterftegevallen in de betreffende landen, inclusief Nederland. We nemen aan (zoals in Brouhns et al. 2002) dat  $D_{x,t}^{g,EU}$  een Poisson-verdeling heeft met gemiddelde  $E_{x,t}^{g,EU} \mu_x^{g, \text{pre-cov}, EU}(t)$  en dat  $\mu_x^{g, \text{pre-cov}, EU}(t) = e^{A_x^g + B_x^g K_t^g}$ . De parameters  $A_x^g$ ,  $B_x^g$  en  $K_t^g$  zijn vervolgens zo bepaald dat de Poisson-likelihoodfunctie voor de geobserveerde sterftes zo groot mogelijk is bij de gegeven exposures:

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

Om een unieke specificatie van de parameters  $\{A_x^g, B_x^g, K_t^g\}$  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.

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

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

met  $\mu_x^{g, \text{pre-cov}}(t) = \hat{\mu}_x^{g, \text{pre-covid}, EU}(t) e^{\alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g}$ ,  $T^* = \{1983, 1984, \dots, 2019\}$  (dus nu vanaf 1983), waarbij  $\hat{\mu}_x^{g, \text{pre-covid}, EU} = \exp(\hat{A}_x^g + \hat{B}_x^g \hat{K}_t^g)$ . Hierin zijn  $\hat{A}_x^g$ ,  $\hat{B}_x^g$  en  $\hat{K}_t^g$  de schattingen bepaald in de voorgaande stap. Opnieuw wordt genormaliseerd door de som van elementen in  $\kappa_t^g$  over  $t \in T^*$  en  $\beta_x^g$  over  $x \in X^o$  respectievelijk 0 en 1 te laten zijn.

- In de derde stap wordt gebruik gemaakt van schattingen van de tijdreeksen,  $\{(\hat{K}_t^M, \hat{K}_t^V)' \mid t \in T^o\}$  en  $\{(\hat{\kappa}_t^M, \hat{\kappa}_t^V)' \mid t \in T^*\}$ , zoals bepaald in de voorgaande stappen, om de parameters  $\Psi = (\theta^M, \theta^V, a^M, a^V, c^M, c^V)'$  en de matrix  $C$  te schatten. Onder de gemaakte aanname dat de vectoren  $Z_t = (\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V)'$  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  $\Psi$  en  $C$  zodanig dat de likelihood voor deze tijdreeksen gemaximaliseerd wordt (waarbij we negeren dat we werken met schattingen van de 'echte' onderliggende waarden voor tijdreeksen, niet geobserveerde tijdreekswaarden).

We gebruiken daarvoor de vergelijking  $Y_{t+1} = X_t \Psi + Z_{t+1}$  met de volgende matrices voor  $t = 1970, \dots, 1982$

$$Y_{t+1} = \begin{bmatrix} \hat{K}_{t+1}^M - \hat{K}_t^M \\ \hat{K}_{t+1}^V - \hat{K}_t^V \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, \quad Z_{t+1} = \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1}^M \\ \epsilon_{t+1}^V \end{bmatrix},$$

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

$$Y_{t+1} = \begin{bmatrix} \hat{R}_{t+1}^M - \hat{R}_t^M \\ \hat{R}_{t+1}^V - \hat{R}_t^V \\ \hat{\kappa}_{t+1}^M \\ \hat{\kappa}_{t+1}^V \end{bmatrix}, \quad X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \hat{\kappa}_t^M & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \hat{\kappa}_t^V & 0 & 1 \end{bmatrix}, \quad Z_{t+1} = \begin{bmatrix} \epsilon_{t+1}^M \\ \epsilon_{t+1}^V \\ \delta_{t+1}^M \\ \delta_{t+1}^V \end{bmatrix}.$$

Vervolgens worden  $C$  en  $\Psi$  bepaald door de log-likelihood voor de tijdreeksen te optimaliseren:

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

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

## 6 Sluiting van parameterwaarden

Vervolgens worden de parameters  $\{A_x^g, B_x^g, \alpha_x^g, \beta_x^g\}$  voor de leeftijden  $x \in \tilde{X} = \{91, 92, \dots, 120\}$  als volgt bepaald via extrapolatie.

De parameters  $\{B_x^g\}$ ,  $x \in \tilde{X}$ , worden bepaald via lineaire extrapolatie van  $\{\ln(\hat{B}_y^g)\}$  voor de leeftijden  $y \in \{80, 81, \dots, 90\}$ . We schrijven  $y_k = 80 + (k - 1)$  voor  $k = 1, \dots, n$  met  $n = 11$ . Het aantal leeftijden  $y_k$  waar de regressie op gebaseerd wordt, is dus  $n = 11$ , het gemiddelde van die leeftijden is  $\bar{y} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n y_k = 85$  en de kwadraatsom van de afwijking is  $\sum_{k=1}^n (y_k - \bar{y})^2 = 110$ . Dan vinden we voor  $x \in \tilde{X}$ :

$$\hat{B}_x^g = \exp \left( \sum_{k=1}^n w_k(x) \ln(\hat{B}_k^g) \right),$$

waarbij de regressiegewichten  $w_k(x)$  worden gegeven door

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

Vervolgens bepalen we  $\{\hat{A}_x^g\}$ ,  $x \in \tilde{X}$ , zodanig dat in 2019 de waarden van de force of mortality voor de West-Europese referentiegroep overeenkomen met de waarden volgens de sluitingsmethode volgens Kannisto, dus

$$\exp(\hat{A}_x^g + \hat{B}_x^g \hat{K}_{2019}^g) = L \left( \sum_{k=1}^n w_k(x) L^{-1} \left( \exp(\hat{A}_{y_k}^g + \hat{B}_{y_k}^g \hat{K}_{2019}^g) \right) \right)$$

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

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

De parameters  $\{\alpha_x^g\}$ ,  $x \in \tilde{X}$ , worden bepaald door  $\hat{\alpha}_{90}^g$  lineair te extrapoleren naar  $\hat{\alpha}_{120}^g = 0$ , dus

$$\hat{\alpha}_x^g = \hat{\alpha}_{90}^g \frac{120 - x}{120 - 90}, x \in \tilde{X}.$$

Tenslotte bepalen we  $\{\hat{\beta}_x^g\}$ ,  $x \in \tilde{X}$ , zodanig dat de Nederlandse pre-covid force of mortality in 2019 overeenkomt met de waarden die zouden volgen uit sluiting met de methode van Kannisto. We lossen  $\hat{\beta}_x^g$  dus op uit de vergelijking

$$\begin{aligned} & \exp(\hat{A}_x^g + \hat{B}_x^g \hat{K}_{2019}^g + \hat{\alpha}_x^g + \hat{\beta}_x^g \hat{k}_{2019}^g) \\ = & L \left( \sum_{k=1}^n w_k(x) L^{-1} \left( \exp(\hat{A}_{y_k}^g + \hat{B}_{y_k}^g \hat{K}_{2019}^g + \hat{\alpha}_{y_k}^g + \hat{\beta}_{y_k}^g \hat{k}_{2019}^g) \right) \right). \end{aligned}$$

## 7 Simulatie van de pre-COVID-tijdreeksen

Om scenario's voor de tijdreeksen  $Z_t = (\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V)'$  te kunnen simuleren moeten trekkingen uit een normale verdeling met gemiddelde  $(0,0,0,0)'$  en covariantiematrix  $C$  gegenereerd worden. Dat kan door een vector  $\tilde{Z}_t$  met vier onafhankelijke standaard normaal verdeelde variabelen te vermenigvuldigen met een matrix  $H$  die voldoet aan  $H'H = C$  dus middels  $Z_t = H'\tilde{Z}_t$ . 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.

## 8 Gebruikte dataset voor de kalibratie over 2020 en 2021

We bespreken nu de modellering voor de jaren 2020 en 2021. Voor leeftijden onder de 55 veronderstellen we dat er geen afwijking is ten opzichte van eerdere jaren. Dus, we veronderstellen  $o_x^g(t) = 1$  voor de leeftijden  $x \in \{0,1, \dots, 54\}$  voor  $t = 2020$  en  $t = 2021$ . Voor de leeftijden  $x \in \{55,56, \dots, 90\}$  kalibreren we  $o_x^g(t)$ , terwijl we voor de leeftijden  $x \in \tilde{X} = \{91,92, \dots, 120\}$ , voor zowel  $t = 2020$  als  $t = 2021$ ,  $o_x^g(t)$  gelijkstellen aan  $o_{90}^g(t)$ .

De parameterwaarden van  $o_x^g(t)$  zijn voor de leeftijden  $x \in \{55,56, \dots, 90\}$  bepaald met behulp van een onderliggend model op weekbasis, waarbij gebruik is gemaakt van sterftcijfers per week en per individuele leeftijd over de jaren 2016 tot en met 2021. Deze data zijn verkregen door een maatwerkuitvraag bij het CBS. Het aantal overlijdens in week  $w$  van jaar  $t$  met leeftijd  $x \in \{55,56, \dots, 90\}$  van geslacht  $g \in \{M, V\}$  geven we aan met  $D_{x,w,t}^g$ .

De weekdata van 2016 tot en met 2019 worden gebruikt om het seizoenseffect in te schatten. De data van 2020 en 2021 worden vervolgens gebruikt om het weekmodel voor die jaren te kalibreren. Daarvoor zijn ook de exposures van 2020 en 2021 op weekbasis nodig. Deze exposures worden bepaald via lineaire interpolatie op de populatiestanden  $P_{m,w,t}^g$  voor de populatie van geslacht  $g$  aan het begin van maand  $m$  van jaar  $t$ .<sup>13</sup> Daarmee bepalen we voor  $t = 2020$  en  $t = 2021$  en voor  $w \in W_{2020} = \{1, \dots, 53\}$  en  $w \in W_{2021} = \{0, \dots, 52\}$ :

$$E_{x,w,t}^g = \frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} \sum_{d \in W(w,t)} \tilde{P}_{x,d,t},$$

met  $W(w, t)$  de verzameling met de dagen van week  $w$  in jaar  $t$ ,  $N_{w,t}$  het aantal elementen in de verzameling  $W(w, t)$ , dus het aantal dagen in week  $w$  van jaar  $t$ , en  $\tilde{P}_{x,d,t}$  de geschatte populatie



van leeftijd  $x$  op dag  $d$  van jaar  $t$ , verkregen door lineair te interpoleren tussen de maanddata  $P_{m,w,t}^g$  op grond van het getelde aantal dagen per week en maand.

## 9 Kalibratiemethode weekmodel

De volgende stappen worden separaat doorlopen om  $o_x^g(t)$  voor leeftijden  $x \in X^* = \{55, 56, \dots, 90\}$  voor de beide geslachten  $g \in \{M, V\}$  en voor de jaren  $t = 2020$  en  $t = 2021$  te kalibreren.

We corrigeren voor het seizoenseffect, waarmee we de niet-uniforme verdeling van de sterfte over de weken van het jaar aanduiden. We gebruiken de sterfteaantallen van beide geslachten om een (geslachts-onafhankelijk) weekeffect  $\varphi_{w,t}$  te schatten dat weergeeft hoe de sterfte gedurende het jaar  $t$  over de weken  $w \in W_{2020} = \{1, \dots, 53\}$  en  $w \in W_{2021} = \{0, \dots, 52\}$  is verdeeld. We bepalen hiervoor de historisch waargenomen totale sterfte voor de weken<sup>14</sup>  $w \in \{1, \dots, 52\}$  over de jaren  $t \in \{2016, \dots, 2019\}$ , waarbij we sommeren over de leeftijden  $x \in X^*$  en beide geslachten:

$$D_w^{tot} = \sum_{t=2016}^{2019} \sum_{g \in \{M, V\}} \sum_{x=55}^{90} D_{x,w,t}^g.$$

We schatten een cyclische cubic spline  $\Phi$ , die

$$\lambda \sum_{w=1}^{53} (D_w^{tot} - \Phi(w))^2 + (1 - \lambda) \int_1^{53} (\Phi''(w))^2 dw$$

minimaliseert, met  $D_{53}^{tot} = D_1^{tot}$ , onder de nevenvoorwaarde dat  $\Phi''(w)$  stuksgewijs lineair en continu is en de functiewaarden en eerste en tweede afgeleide in  $w = 1$  en  $w = 53$  overeenkomen, gebruikmakend van de Matlabroutine `spscsp`. Op grond van visuele inspectie is gekozen voor  $\lambda = 0,03$ , de parameter die de afweging maakt tussen 'fit' en 'smoothness.' Voor de gebroken weken  $w = 0$  en  $w = 53$  nemen we aan dat  $\Phi(0) = \Phi(1)$  en  $\Phi(53) = \Phi(52)$ . We bepalen dan

$$\varphi_{w,2020} = \frac{\Phi(w)}{\frac{1}{53} \sum_{u=1}^{53} \Phi(u)}, w \in W_{2020}, \quad \varphi_{w,2021} = \frac{\Phi(w)}{\frac{1}{53} \sum_{u=0}^{52} \Phi(u)}, w \in W_{2021}.$$

De maximum likelihood methode wordt vervolgens toegepast op de Nederlandse weekdata om  $\mathfrak{B}_x^g, x \in X^*$  en  $\mathfrak{R}_{w,t}^g, w \in W_t$ , voor  $t = 2020, 2021$ , te schatten, via

$$\max_{\{\mathfrak{B}_x^g, \mathfrak{R}_{w,2020}^g, \mathfrak{R}_{w,2021}^g\}} \prod_{x \in X^*} \prod_{t \in \{2020, 2021\}} \prod_{w \in W_t} \frac{(E_{x,w,t}^g \mu_{x,w}^g(t))^{D_{x,w,t}^g} \exp(-E_{x,w,t}^g \mu_{x,w}^g(t))}{D_{x,w,t}^g!},$$

met  $\mu_{x,w}^g(t) = \hat{\mu}_x^{g, \text{pre-covid}}(t) \varphi_{w,t} e^{\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{R}_{w,t}^g}$  en met als normalisatie  $\sum_{x=55}^{90} \mathfrak{B}_x^g = 1$ .

De volgende stap is het bepalen van over alle weken van het jaar geaggregeerde tijdseffecten  $\tilde{x}_t^g$  voor  $t = 2020, 2021$ , en de bijbehorende  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g, x \in X^*$ .

We bepalen eerst  $\tilde{x}_t^g$  en  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$  door te stellen dat voor  $t = 2020, 2021$

14 – Er zijn gebroken weken in de dataset voor  $w = 0$  en  $w = 53$  maar die nemen we niet mee bij de inschatting van het seizoenseffect. Ook week 1 en week 52 kunnen gebroken zijn; we nemen dat niet mee bij het bepalen van de  $D_w^{tot}$ -waarden, maar de spline die we gebruiken zal hier enigszins voor corrigeren.

$$\exp\left(-\hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t)e^{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_t^g}\right) = \prod_{w \in W_t} \exp\left(-\frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} \hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t) \varphi_{w,t} e^{\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{R}_{w,t}^g}\right).$$

Door aan beide zijden de logaritme te nemen, te delen door  $-\hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t)$ , nogmaals de logaritme te nemen en te sommeren over de leeftijden  $x \in X^o$ , gebruikmakend van de normalisatie  $\sum_{x=55}^{90} \tilde{\mathfrak{B}}_x^g = 1$ , vinden we

$$\tilde{\mathfrak{x}}_t^g = \sum_{x=55}^{90} \ln\left(\sum_{w \in W_t} \varphi_{w,t} \frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} e^{\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{R}_{w,t}^g}\right).$$

We bepalen vervolgens  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$  door overleving over de gehele jaren 2020 en 2021 gelijk te stellen aan de overleving over alle weken van 2020 en 2021:

$$\prod_{t=2020}^{2021} \exp\left(-\hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t)e^{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_t^g}\right) = \prod_{t=2020}^{2021} \prod_{w \in W_t} \exp\left(-\frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} \hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t) \varphi_{w,t} e^{\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{R}_{w,t}^g}\right).$$

Herschrijven geeft

$$\sum_{t=2020}^{2021} \hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t) \sum_{w \in W_t} \frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} \left(e^{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_t^g} - \varphi_{w,t} e^{\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{R}_{w,t}^g}\right) = 0.$$

Deze niet-lineaire vergelijking in  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$  kan voor elke leeftijd  $x \in X^*$  apart numeriek worden opgelost. Stel dit geeft als oplossingen  $\tilde{\tilde{\mathfrak{B}}}_x^g$ . Dan bepalen we tot slot  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$  (zodanig dat  $\sum_{x=55}^{90} \tilde{\mathfrak{B}}_x^g = 1$ ) en  $\mathfrak{x}_t^g$  via normalisatie

$$\tilde{\mathfrak{B}}_x^g = \tilde{\tilde{\mathfrak{B}}}_x^g / \sum_{x=55}^{90} \tilde{\tilde{\mathfrak{B}}}_x^g, \quad \mathfrak{x}_t^g = \tilde{\mathfrak{x}}_t^g / \sum_{x=55}^{90} \tilde{\tilde{\mathfrak{B}}}_x^g.$$

Als laatste stap stellen we  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g = 0$ ,  $x \in \{0,1, \dots, 54\}$ , en we sluiten de tafel via de extrapolatie  $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g = \tilde{\mathfrak{B}}_{90}^g$ ,  $x \in \{91,92, \dots, 120\}$ . Dit impliceert dat  $o_x^g(t) = 1$  voor de leeftijden  $x \in \{0,1, \dots, 54\}$  en  $o_x^g(t) = o_{90}^g(t)$  voor de leeftijden  $x \in \tilde{X} = \{91,92, \dots, 120\}$ .

# Appendix B

## Limiet sterftekans onder Kannisto per prognosejaar

In deze paragraaf geven we de technische achtergrond waarom de sluiting volgens Kannisto toegepast per prognosejaar ertoe leidt dat de levensverwachting naar een vooraf bekende limiet convergeert en de betrouwbaarheidsintervallen rond de levensverwachting afnemen over de tijd. Tevens is een berekening van het omslagpunt voor AG2020 opgenomen. Hiertoe kijken we naar de limiet van de sterftekans per leeftijd over de tijd.

Eerst laten we zien dat het AG-model op termijn neigt naar een standaard Lee-Carter (LC) model. Vervolgens leggen we voor een standaard LC-model bovengenoemd probleem uit, waarbij bovendien duidelijk wordt dat het omslagpunt voor een standaard LC-model één leeftijd is. Voor het AG-model verschuift het omslagpunt in de tijd vanwege de Nederland-specifieke afwijking waarbij de leeftijd waarop het omslagpunt plaatsvindt, toeneemt.

### Beschrijving Kannisto-methode

Eerst beschrijven we Kannisto in het kort (zie de AG2020-publicatie). Deze methode wordt gebruikt om de éénjarige overlijdenskansen  $q_{x,t}^g = 1 - e^{-\mu_{x,t}^g}$  voor de leeftijden 91-120 te bepalen op basis van de éénjarige overlijdenskansen van de leeftijden 80-90 jaar. Voor een leeftijd  $x \in \{91, \dots, 120\}$  wordt  $\mu_{x,t}^g$  bepaald via

$$\bullet \quad \mu_{x,t}^g = L \left( \sum_{k=80}^{90} w_k(x) L^{-1}(\mu_{k,t}^g) \right),$$

met  $L(z) = 1/(1 + e^{-z})$  en  $L^{-1}(z) = -\ln\left(\frac{z}{1-z}\right) = \ln(z) - \ln(1-z)$ .

### Kannisto op de lange termijn

We gaan uit van de projecties  $\ln(\hat{\mu}_{x,T+t}^g)$ . Deze projecties zien er als volgt uit:

$$\bullet \quad \ln(\hat{\mu}_{x,T+t}^g) = (\alpha_x^g + \beta_x^g \hat{\kappa}_{T+t}^g) + (A_x^g + B_x^g (K_T^g + \theta^g \times t)).$$

We kunnen dit herschrijven als:

$$\bullet \quad \ln(\hat{\mu}_{x,T+t}^g) = \left( \frac{(\alpha_x^g + \beta_x^g \hat{\kappa}_{T+t}^g) + A_x^g}{K_T^g + \theta^g \times t} + B_x^g \right) \times (K_T^g + \theta^g \times t).$$

In geval van *coherentie*, dat wil zeggen als  $|\hat{\kappa}_{T+t}^g| \leq Bound$ , volgt uit deze formule dat op de lange termijn het AG-model zich zal gaan gedragen als een Lee-Carter model, met de uitkomsten bepaald door  $B_x^g \times (K_T^g + \theta^g \times t)$ . Dit betekent dat de langere termijn uitkomsten van het AG-model voor wat betreft de hogere leeftijden vergelijkbaar zullen zijn met Lee-Carter gecombineerd met de Kannisto methode. In het onderstaande werken we dit verder uit.

In de inverse functie  $L^{-1}(z)$  substitueren we  $z = \hat{\mu}_{x,T+t}^g$  voor geprojecteerde hazard rates. Voor  $z = e^y$  (met  $z = e^{\ln(z)}$ , dus  $y = \ln(z) = \ln(\hat{\mu}_{x,T+t}^g)$ ) krijgen we:

$$\bullet \quad L^{-1}(e^y) = \ln(e^y) - \ln(1 - e^y) = y - \ln(1 - e^y).$$

Dus als  $y$  zeer negatieve waarden aanneemt, geldt als benadering  $\ln(1 - e^y) \approx \ln(1 - 0) = 0$  en krijgen we voor  $L^{-1}(e^y)$  als goede (en steeds betere) benadering  $L^{-1}(e^y) \approx y$ .

In ons geval, kijkend naar toekomstige perioden  $T + t$ , is  $y = \ln(z) = \ln(\hat{\mu}_{x,T+t}^g)$ , gegeven door

- $\ln(\hat{\mu}_{k,T+t}^g) = (\alpha_k^g + \beta_k^g \hat{\kappa}_{T+t}^g) + (A_k^g + B_k^g \hat{K}_{T+t}^g)$ ,

met  $80 \leq k \leq 90$ . Voor toekomstige perioden wordt  $\ln(\hat{\mu}_{k,T+t}^g)$  steeds negatiever en (zoals boven beargumenteerd) uiteindelijk geheel gedomineerd door  $B_k^g \hat{K}_{T+t}^g$ .

Dus voor leeftijden  $x \in \{91, \dots, 120\}$  vinden we uiteindelijk

- $\hat{\mu}_{x,T+t}^g = L\left(\sum_{k=80}^{90} w_k(x) L^{-1}(\mu_{k,T+t}^g)\right) \approx L\left(\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g \hat{K}_{T+t}^g\right)$ .

Voor de functie  $L(z) = 1/(1 + e^{-z})$  (een verdelingsfunctie) geldt:

- $\lim_{z \rightarrow -\infty} L(z) = 0$  en  $\lim_{z \rightarrow +\infty} L(z) = 1$ .

Er geldt dus, gebruikmakend van deze eigenschappen van de functie  $L(\cdot)$ , als  $\hat{K}_{T+t}^g \rightarrow -\infty$ ,

- Als  $\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g > 0$ , dan  $L\left(\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g \hat{K}_{T+t}^g\right) \rightarrow 0$ .
- Als  $\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g < 0$ , dan  $L\left(\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g \hat{K}_{T+t}^g\right) \rightarrow 1$ .

De waarden van  $\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g$  liggen vast. Voor AG2020 vinden we:

- Voor mannen blijkt  $\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g$  positief te zijn voor  $x \in \{91, \dots, 100\}$  en negatief voor  $x \in \{101, \dots, 120\}$ .
- Voor vrouwen is  $\sum_{k=80}^{90} w_k(x) B_k^g$  positief voor  $x \in \{91, \dots, 102\}$  en negatief voor  $x \in \{103, \dots, 120\}$ .

Dus we vinden voor  $\hat{q}_{x,T+t}^g = 1 - e^{-\hat{\mu}_{x,T+t}^g}$ :

- Voor mannen, als  $x \in \{91, \dots, 100\}$ , dan  $\hat{q}_{x,T+t}^g \rightarrow 0$ ; als  $x \in \{101, \dots, 120\}$ , dan  $\hat{q}_{x,T+t}^g \rightarrow 1 - e^{-1} \approx 0.6321$ .
- Voor vrouwen, als  $x \in \{91, \dots, 102\}$  dan  $\hat{q}_{x,T+t}^g \rightarrow 0$ ; als  $x \in \{103, \dots, 120\}$ , dan  $\hat{q}_{x,T+t}^g \rightarrow 1 - e^{-1} \approx 0.6321$ .

# Appendix C

## Modelportefeuilles

In deze appendix wordt toegelicht op basis van welke modelportefeuilles en actuariële grondslagen de procentuele effecten op de factoren, voorzieningen en premies zijn vastgesteld. Tevens zijn de formularia van de actuariële factoren vermeld.

### 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 een levenslang oudedagspensioen en een levenslang partnerpensioen. Bij mannen staan de rechten die zijn opgebouwd door mannelijke deelnemers (dus inclusief de weduwen) en bij vrouwen staan de rechten die zijn opgebouwd door vrouwelijke deelnemers (dus inclusief de weduwnaars).

	Mannen jong			Mannen gemiddeld			Mannen oud		
Lft	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 C.1 – Opgebouwde rechten per pensioensoort voor modelportefeuille mannen

	Vrouwen jong			Vrouwen gemiddeld			Vrouwen oud		
Lft	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 C.2 – Opgebouwde rechten per pensioensoort voor modelportefeuille vrouwen

## Modelportefeuille premie

Voor het effect op de premie is één modelportefeuille gehanteerd. In Tabel C.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 C.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 ouderdomspensioen en risico-partnerpensioen is dus uitgegaan van totaal 40 dienstjaren voor alle deelnemers. Voor fondsen met ouderdomspensioen 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 AG2022 met startjaar 2023;
- 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 ouderdomspensioen en het ingegaan partnerpensioen worden bepaald door het gemiddelde te nemen van een prenumerando uitkering en een postnumerando uitkering.

## Actuariële factoren

Met onderstaande formularia zijn de actuariële factoren vastgesteld.

### Definitie parameters

- $x$  de leeftijd van mannelijke deelnemer of mannelijk partner
- $y$  de leeftijd van vrouwelijke deelnemer of vrouwelijke partner

Noot: In het onbepaald partnersysteem wordt gerekend met een partner van het andere geslacht. Voor eenvoud in de notatie is onderstaand overal uitgegaan van een mannelijke hoofdverzekerde. Voor alle formules en definities geldt dat in plaats van  $x$  (mannelijke hoofdverzekerde) met  $y$  (vrouwelijke partner) ook gelezen kan worden  $y$  (vrouwelijke hoofdverzekerde) met  $x$  (mannelijke partner).

- $r$  de (constante) rentevoet
- $q_x$  de sterftekans van een  $x$ -jarig persoon
- $p_x$  de overlevingskans van een  $x$ -jarig persoon, met  $p_x = 1 - q_x$
- ${}_t p_x$  de kans dat een  $x$ -jarig persoon nog ten minste  $t$  jaar zal leven
- ${}_t \tilde{p}_x$  de kans dat een deelnemer na  $t$  jaar is overleden en er op dat moment een partner is die recht heeft op partnerpensioen
- $h_x$  de partnerfrequentie voor een  $x$ -jarige deelnemer
- ${}_t h_x$  de kans dat een  $x$ -jarige deelnemer over  $t$  jaar nog gehuwd is
- $PL$  de pensioenleeftijd (voor voorzieningen 65 jaar, voor premies 68 jaar)
- $U_x^{op}$  de jaarlijkse uitkering ouderdompensioen voor een  $x$ -jarige deelnemer
- $U_x^{lpp}$  de jaarlijkse uitkering latent partnerpensioen voor een  $x$ -jarige deelnemer
- $U_x^{ipp}$  de jaarlijkse uitkering ingegaan partnerpensioen voor een  $x$ -jarige deelnemer
- $CS_x^{op}$  een jaar opbouw ouderdompensioen voor een  $x$ -jarige deelnemer
- $CS_x^{lpp}$  een jaar opbouw latent partnerpensioen voor een  $x$ -jarige deelnemer

### Generieke formules

- $v = (1 + r)^{-1}$  de discount factor
- ${}_t p_x = \prod_{j=0}^{t-1} p_{x+j}$  de  $t$ -jarige overlevingskans voor een  $x$ -jarig persoon

### Annuitaire factoren voor uitgesteld en ingegaan ouderdompensioen (OP) en ingegaan partnerpensioen (PP) per eenheid

- Uitgesteld OP:

$${}_n | \bar{a}_x = \frac{1}{2} \left( \sum_{t=n+1}^{\infty} {}_t p_x \cdot v^t + \sum_{t=n}^{\infty} {}_t p_x \cdot v^t \right)$$

- Ingegane uitkering OP:

$$\bar{a}_x = \frac{1}{2} \left( \sum_{t=1}^{\infty} {}_t p_x \cdot v^t + \sum_{t=0}^{\infty} {}_t p_x \cdot v^t \right)$$

- Ingegane uitkering PP:

$$\bar{a}_y = \frac{1}{2} \left( \sum_{t=1}^{\infty} {}_t p_y \cdot v^t + \sum_{t=0}^{\infty} {}_t p_y \cdot v^t \right)$$

## Annuitaire factoren voor latent PP per eenheid

$$\tilde{a}_{x|y} = \sum_{t=0}^{\infty} v^t \cdot {}_t\tilde{p}_x$$

met  ${}_0\tilde{p}_x = 0$

$${}_t\tilde{p}_x = {}_{t-1}\tilde{p}_x \cdot (1 - q_{y+t-1}) + {}_{t-1}p_x \cdot q_{x+t-1} \cdot h_{x+t-\frac{1}{2}} \cdot \sqrt{1 - q_{y+t-1}}$$

$$h_{x+t-\frac{1}{2}} = \begin{cases} 1 & \text{voor } x+t \leq PL \\ {}_{x+t-\frac{1}{2}-PL}p_{y+PL-x} & x+t > PL \end{cases}$$

$${}_{\frac{1}{2}}p_{y,t} = \sqrt{1 - q_{y,t}}$$

## Contante waarde voorziening

- Voorziening  $n$  jaar uitgesteld ouderdomspensioen:  $U_x^{\text{op}} \cdot {}_n|\bar{a}_x$
- Voorziening direct ingaand ouderdomspensioen:  $U_x^{\text{op}} \cdot \bar{a}_x$
- Voorziening latent partnerpensioen:  $U_x^{\text{lpp}} \cdot \tilde{a}_{x|y}$
- Voorziening ingegaan partnerpensioen:  $U_y^{\text{ipp}} \cdot \bar{a}_y$

## Formularium berekeningen premie

- Premie  $n$  jaar uitgesteld ouderdomspensioen:

$$CS_x^{\text{op}} \cdot {}_n|\bar{a}_x$$

- Premie latent partnerpensioen opbouw:

$$CS_x^{\text{lpp}} \cdot \left( \tilde{a}_{x|y} + (PL - x - 1) \cdot v^{\frac{1}{2}} q_{x+t} h_{x+t+\frac{1}{2}} \bar{a}_{y+t+\frac{1}{2}} \right)$$

- Premie latent partnerpensioen risico:

$$CS_x^{\text{lpp}} \cdot 40 \cdot v^{\frac{1}{2}} q_{x+t} h_{x+t+\frac{1}{2}} \bar{a}_{y+t+\frac{1}{2}}$$

met  $\bar{a}_{y+t+\frac{1}{2}} = v^{\frac{1}{2}} (1 - q_{y+t})^{\frac{1}{2}} \ddot{a}_{y+t+1}$

en  $h_{x+t+\frac{1}{2}} = h_{x+t}^{\frac{1}{2}} h_{x+t+1}^{\frac{1}{2}}$



# Appendix D

## Gehanteerde data en literatuur

Dit rapport gaat uit van de gegevens zoals die medio april 2022 beschikbaar waren in de databases van Eurostat en HMD. Tevens hebben we maatwerkdata van het CBS verkregen, terwijl we voor het Verenigd Koninkrijk eveneens data van lokale statistische bureaus hebben gebruikt.

1) Eurostat data (data t/m 2019):

Exposures to Risk (demo\_pjan), gedownload op 23 april 2022:

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

Observed Deaths (demo\_mager en demo\_magec), gedownload op 23 april 2022:

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

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

2) HMD-database:

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

3) CBS-gegevens voor sterfte in Nederland per week voor 2020 en 2021:

Maatwerkopdracht

4) CBS-(Statline)-gegevens voor populatiegrootte in Nederland voor 2020 en 2021:

Exposures-to-Risk (P-waarden), gedownload op 22 april 2022:

<https://opendata.cbs.nl/statline/#/CBS/nl/dataset/83482NED/table?dl=61916>

5) Voor de overlijdensgevallen in het Verenigd Koninkrijk voor 2019 is gebruik gemaakt van de gesommeerde gegevens zoals deze te vinden zijn op de websites van ONS (Engeland & Wales), NRS (Schotland) en NISRA (Noord Ierland):

a. Engeland & Wales: tabel 4 en tabel 5 van ONS:

<https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/birthsdeathsandmarriages/deaths/datasets/deathsregisteredinenglandandwalesseriesdrreferencetables>

b. Schotland: tabel DT.03 van NRS:

<https://www.nrscotland.gov.uk/statistics-and-data/statistics/statistics-by-theme/vital-events/deaths/deaths-time-series-data>

c. Noord Ierland: Deaths by age 1955 – 2020 van NISRA:

<https://www.nisra.gov.uk/publications/death-statistics>

Voor de afleiding van de exposures in het Verenigd Koninkrijk maken we gebruik van de mid-year population estimates op de site van ONS:

d. <https://www.ons.gov.uk/peoplepopulationandcommunity/populationandmigration/populationestimates/datasets/populationestimatesforukenglandandwalesscotlandandnorthernireland>

Deze gegevens zijn eveneens gedownload op 23 april 2022.

Tabel D.1 geeft per geografisch gebied en per jaar aan welke gegevensbron gehanteerd is als input voor het AG2022-model.

GEO	2013 t/m 2017	2018	2019	HMD-version
Austria	HMD	HMD	HMD	2021.03.30
Belgium	HMD	HMD	HMD	2021.09.25
Denmark	HMD	HMD	HMD	2022.03.22
Finland	HMD	HMD	HMD	2021.08.02
France (metropolitan)	HMD	HMD	HMD	2022.04.11
Germany (until 1990 former territory of the FRG)	HMD	<b>EUROS</b>	<b>EUROS</b>	2018.12.17
Iceland	HMD	HMD	<b>EUROS</b>	2020.04.02
Ireland	HMD	<b>EUROS</b>	<b>EUROS</b>	2019.10.01
Luxembourg	HMD	HMD	HMD	2022.01.21
Netherlands	HMD	HMD	HMD	2021.03.31
Norway	HMD	HMD	HMD	2021.04.15
Sweden	HMD	HMD	HMD	2021.09.29
Switzerland	HMD	HMD	HMD	2021.10.28
United Kingdom	HMD	HMD	<b>ONS</b>	2020.07.11

**Tabel D.1** – databronnen AG2022 voor waarnemingsjaren vanaf 2013

Bij het modelleren van de additionele modelcomponent voor COVID-19 hebben we gebruik gemaakt van maatwerkdata van het CBS. Dit betreft data voor waargenomen sterfte naar leeftijd in Nederland voor de jaren 2020 en 2021. Tevens hebben we meest recente populatiegegevens van het CBS gebruikt om tot de exposures voor de jaren 2020 en 2021 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.

Commissie Sterfte Onderzoek. (2021). *AG2020 en de impact van de COVID-19-pandemie: Over- en ondersterfte sinds januari 2020*. Koninklijk Actuarieel Genootschap.

HMD (2019). *Methods Protocol for the Human Mortality Database*.  
<https://www.mortality.org/File/GetDocument/Public/Docs/MethodsProtocolV6.pdf>

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

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

Liu, Q., Ling, C., Li, D. & Peng, L. (2019). *Bias-Corrected Inference for a Modified Lee-Carter Mortality Model*. *Astin Bulletin*, 49, 433–455.

Liu, Q., Ling, C., & Peng, L. (2019). *Statistical Inference for Lee-Carter Mortality Model and Corresponding Forecasts*. *North American Actuarial Journal*, 23, 335–363.

Niu G., Melenberg B. (2014). *Trends in mortality decrease and economic growth*. *Demography* 51(5), pp. 1755–1773.

Stoeldraijer, L., de Regt, S., & van Duin, C. (2021, 12 16). Retrieved from CBS – Kernprognose 2021–2070: *Bevolkingsgroei trekt weer aan*: <https://www.cbs.nl/nl-nl/longread/statistische-trends/2021/kernprognose-2021-2070-bevolkingsgroei-trekt-weer-aan?onepage=true#c-3--Bijgestelde-veronderstellingen-en-resultaten-voor-geboorte--sterfte-en-migratie>

Wetenschappelijke Raad voor het Regeringsbeleid. (2021). *Navigeren en anticiperen in onzekere tijden*. Den Haag: KNAW.

Woolnough, K., Dr Ivanovic, B., Kramer, S., & Busenhardt, J. (2007). *Pandemic influenza: A 21st century model for mortality shocks*. Swiss Reinsurance Company.

# Appendix E

## Verklarende woordenlijst

### **Best estimate**

In deze publicatie: meest waarschijnlijke waarde voor een aan het toeval onderhevige grootte, 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 voor overheden, bedrijven, de onderwijssector, journalisten en het bredere publiek.

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

Internationale database met populatie- en sterftegegevens uit ruim 40 landen wereldwijd.

### **Oversterfte**

Met de oversterfte als gevolg van (de directe en indirecte gevolgen van) COVID-19 wordt bedoeld de hogere sterfte ten opzichte van de verwachte sterfte volgens de trend geschat op basis van data van vóór de coronaperiode (op basis van het AG2020-prognosemodel).

### **Pensioenrichtleeftijd**

Veronderstelde ingangleeftijd van het levenslang (latent) ouderdomspensioen.

### **Periodelevensverwachting**

Levensverwachting gebaseerd op de sterftekansen in één waarnemingsjaar. Deze verwachting gaat ervan uit dat sterftekansen in de toekomst gelijk blijven. De periodelevensverwachting houdt dus geen rekening met 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.

### **Premie**

Kostprijs voor het opbouwen of verzekeren van langlevensverplichtingen (met name pensioenverplichtingen).

### **Prognosetafel**

Overlevingstafel waarin sterftetekansen per waarnemingsjaar, per geslacht en per leeftijd worden weergegeven. Het is hiermee mogelijk voor elke leeftijd en ieder (toekomstig) startjaar een resterende levensverwachting te berekenen.

### **Statline**

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

### **Stochastisch model**

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



 Koninklijk Actuarieel Genootschap  
**PROGNOSETAFEL AG 2022**



**Uitgave**

Koninklijk Actuarieel Genootschap  
Groenewoudsedijk 80  
3528 BK Utrecht  
telefoon 030 686 61 50  
website [www.ag-ai.nl](http://www.ag-ai.nl)

**Vormgeving**

Stahl Ontwerp

**Druk**

Selection Print & Mail