

 Koninklijk Actuarieel Genootschap

PROGNOSETAFEL AG 2024

De onzekerheid over wanneer we sterven,
verzacht de zekerheid dat we sterven.



Inhoud

Samenvatting – 3

1 Gevolgen voor sterftekansen, levensverwachting, premies en voorzieningen – 4

- 1.1 Effecten op eenjarige sterftekansen – 5
- 1.2. Waarnemingen ten opzichte van AG2022 en AG2024 – 6
- 1.3. Prognose in perspectief – 9
- 1.4. Van AG2022 naar AG2024 – 10
- 1.5. Effecten op voorzieningen en premie – 12

2 Het prognosemodel – 14

- 2.1. Verwachtingen Prognosetafel AG2022 en realisatie – 15
- 2.2. Data voor jaren sinds covid-19 – 15
- 2.3. Voorbeelden van onderzoeksrichtingen AG2024 – 18
- 2.4. Modelkeuze AG2024 – 19
- 2.5. Sluitingsmethodiek – 22
- 2.6. Onzekerheid – 23

3 Data – 24

- 3.1. Europese sterftedata: geselecteerde landen – 24
- 3.2. Gegevensbereik – 26

Appendices – 28

- Appendix A – AG2024 voor doe-het-zelvers – 29
- Appendix B – Modelportefeuilles – 37
- Appendix C – Literatuur en gehanteerde data – 41
- Appendix D – Commissie & Werkgroep – 43

De subtitel "de onzekerheid over wanneer we sterven, verzacht de zekerheid dat we sterven" komt van de Duits-Oostenrijkse filosoof Emanuel Wertheimer (1846 – 1916)

Samenvatting

Iedere twee jaar stelt het Koninklijk Actuarieel Genootschap een prognosetafel vast. Deze prognosetafel gebruikt historische sterftedata van Nederland en Europese landen met een vergelijkbare welvaart. Sinds 2020 hebben we te maken met oversterfte door directe en indirecte gevolgen van de covid-19-pandemie. Voor de publicatie van Prognosetafel AG2022 is besloten om voor de langetermijntrend uit te gaan van de Europese data tot en met 2019. Voor de korte termijn is de verwachte sterfte gecorrigeerd met een oversterfteterm die de oversterfte van de pandemie in Nederland reflecteerde. Deze oversterfteterm wordt separaat gemodelleerd met aannames over het toekomstige verloop van de oversterfte. In het model voor Prognosetafel AG2024 is voor een soortgelijke aanpak gekozen. In beide tafels wordt verondersteld dat de oversterfte niet blijvend is en op termijn uitdooft. Dat betekent dat op korte termijn er wel een tijdelijk effect is door covid-gerelateerde sterfte, maar dat op langere termijn de levensverwachting weer gelijk is aan de historische trend. Hierbij is deze historische trend gebaseerd op de data tot en met 2019, dus zonder covid-effecten.

Sinds de laatste publicatie in september 2022 is twee jaar aan nieuwe sterftedata beschikbaar. Daaruit is gebleken dat er nog steeds oversterfte is en dat deze oversterfte hoger is dan in AG2022 werd verondersteld. Er is naar de mening van de Commissie Sterfte Onderzoek (CSO) nog geen reden om aan te nemen dat de oversterfte blijvend is, maar de snelheid waarmee de oversterfte afneemt is naar beneden bijgesteld. In Prognosetafel AG2024 wordt verondersteld dat de oversterfte ieder jaar met 25% afneemt, waar in de vorige publicatie nog de veronderstelling was dat de oversterfte ieder jaar halveert. Net als in AG2022 is ervoor gekozen de oversterfte af te leiden van de sterftedata in Nederland in de twee meest recente jaren (nu 2022 en 2023). Het oversterftepatroon in 2022 en 2023 wijkt af van 2020 en 2021, de eerste twee jaren van de pandemie. De CSO acht 2022 en 2023 het beste vertrekpunt voor de verwachte ontwikkeling in de komende jaren, omdat in de eerste covid-jaren bijvoorbeeld nog niet de effecten van de vaccinatieprogramma's zichtbaar waren. De modelspecificaties zijn verder niet aangepast.

Ten aanzien van de Europese data, die de langetermijntrend bepalen, heeft de CSO er wederom voor gekozen om de data tot en met 2019 te hanteren, dus de sterftedata voordat covid zijn intrede deed. Er is wel een beperkte data-update voor deze jaren van toepassing, omdat de bronnen voor sterftedata met terugwerkende kracht zijn bijgewerkt.

Bovenstaande wijzigingen hebben met name een effect op de korte termijn. Dit is zichtbaar in een toename van de eenjarige sterftetekansen van de vrouwen ouder dan 55 jaar in de eerste paar prognosejaren. Voor de lange termijn zijn de effecten zeer klein. De cohortlevensverwachting in 2025 daalt met minder dan 0,1 jaar en de effecten op pensioenvoorzieningen en -premies zijn circa 0,1% daling bij mannen en circa 0,2% daling bij vrouwen. De effecten nemen toe met de leeftijd, waardoor voor een pensioenfonds met voornamelijk gepensioneerde deelnemers de effecten iets groter zijn.

1

Gevolgen voor sterftekansen, levensverwachting, premies en voorzieningen

In dit hoofdstuk wordt Prognosetafel AG2024 afgezet tegen de historische ontwikkelingen, Prognosetafel AG2022 en de laatste prognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS 2023-2070).

Daarnaast wordt het effect van de nieuwe prognosetafel op de levensverwachting, voorziening en premies van pensioenfondsen getoond. Voor de kwantificering van deze effecten is gebruik gemaakt van een voorbeeldfonds.

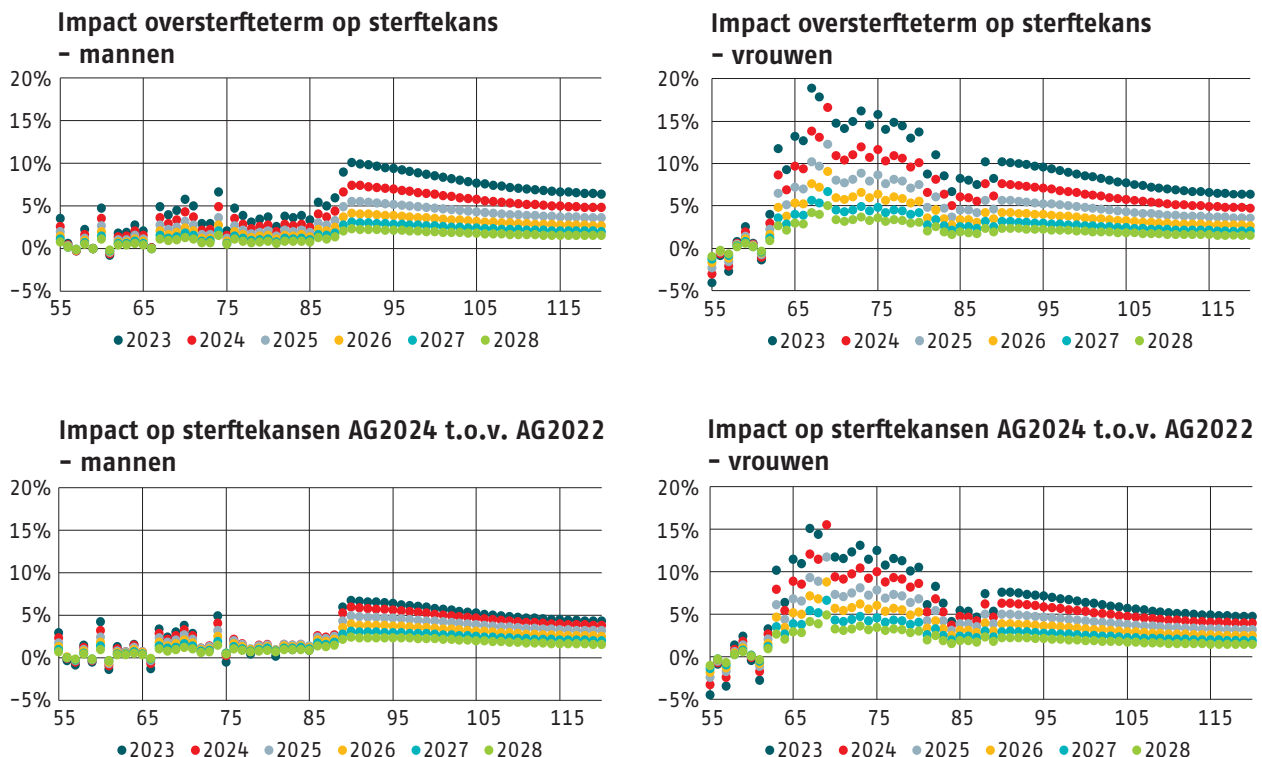
1.1 Effecten op eenjarige sterftetekansen

In Prognosetafel AG2024 is de oversterfte als gevolg van de covid-pandemie apart geprognoseerd voor mannen en vrouwen vanaf leeftijd 55 jaar, net als in Prognosetafel AG2022. In Prognosetafel AG2022 werd verwacht dat de oversterfte in deze leeftijdsgroep ieder jaar met 50% afneemt, voor het eerst in 2022. In Prognosetafel AG2024 is verondersteld dat deze oversterfte jaarlijks met 25% afneemt, gemeten vanaf 2024. Het basismodel waarop de oversterfte is gemodelleerd, is niet gewijzigd. Dit model gaat uit van sterftedata tot en met 2019 in de geselecteerde Europese landen. Aangezien zowel in Prognosetafel AG2022 als in Prognosetafel AG2024 de oversterfte jaarlijks afneemt, zijn de sterftetekansen op langere termijn (vanaf circa 2035) in beide tafels min of meer gelijk.

Oversterfte

Met de oversterfte als gevolg van (de directe en indirecte gevolgen van) covid 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).

Onderstaand figuur toont de verschillen ten opzichte van het basismodel (data tot en met 2019) als gevolg van de tijdelijke opslag en het verschil met de vorige prognosetafel. De vergelijking tussen beide prognosetafels geeft dus het effect weer op de korte-termijnsterftetekansen en is dus bijvoorbeeld ook inzichtelijk voor de effecten voor overlijdensrisicoverzekeringen.



Figuur 1.1 – Verschillen in sterftetekansen mannen en vrouwen met of zonder oversterftemodellering (boven) en AG2024 ten opzichte van AG2022 (beneden)

Definities van levensverwachting

In deze publicatie wordt onderscheid gemaakt tussen twee soorten levensverwachting:

- **Periodelevensverwachting:** deze is gebaseerd op de sterftetekansen in één kalenderjaar en houdt daarmee geen rekening met een verdere wijziging van de sterftetekansen in de toekomst.
- **Cohortlevensverwachting:** deze houdt rekening met verwachte toekomstige sterfteontwikkelingen. Wanneer de cohortlevensverwachting bij geboorte wordt berekend, zijn de sterftetekansen nodig van een nu 0-jarige, een geprognoteerde kans voor een 1-jarige over 1 jaar, een geprognoteerde kans voor een 2-jarige over 2 jaar en zo verder. De cohortlevensverwachting is dus gebaseerd op de verwachte ontwikkelingen van de sterftetekansen in opeenvolgende kalenderjaren.

De periodelevensverwachting wordt vaak gebruikt om ontwikkelingen door de tijd te kunnen vergelijken, maar kan niet worden gebruikt om in te schatten hoe lang mensen naar verwachting nog zullen leven.

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

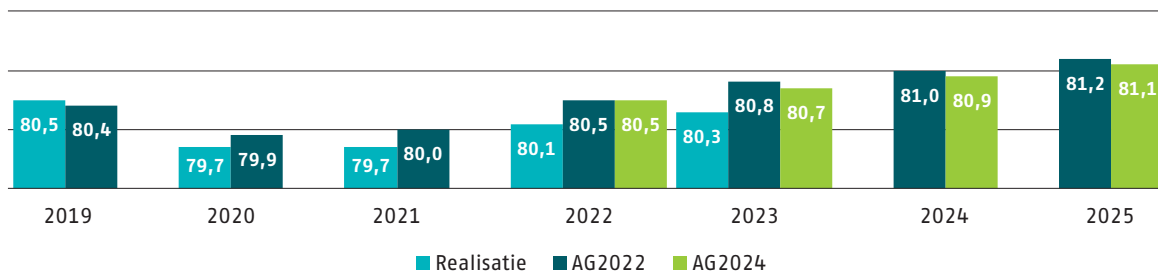
1.2 Waarnemingen ten opzichte van AG2022 en AG2024

Figuur 1.2 toont de AG2024- en AG2022-prognose van de periodelevensverwachtingen voor de jaren 2019 tot en met 2025 en laat voor de jaren tot en met 2023 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 met de gerealiseerde levensverwachtingen in een specifiek waarnemingsjaar.

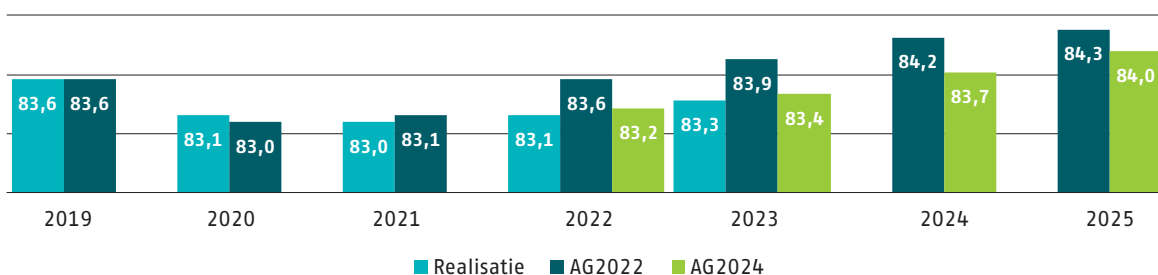
De gerealiseerde levensverwachtingen in 2020 en 2021 liggen in lijn met AG2022, omdat voor deze jaren de oversterftefactoren gebaseerd zijn op data van die jaren. Doordat deze oversterfteterm in de AG2022-prognose jaarlijks halveert, werd voor 2022 en 2023 een verdere stijging van de levensverwachting verwacht.

De realisatie laat echter zien dat in 2022 en 2023 de levensverwachting minder snel is toegenomen als gevolg van de minder snel uitdovende oversterfte. Achteraf constateren we dat de directe en indirecte gevolgen van covid hebben geleid tot hogere sterfte dan we vooraf hadden aangenomen. Of anders gezegd, het effect van oversterfte op de levensverwachting lijkt minder snel uit te doven dan dat we bij de AG2022-prognose hadden aangenomen.

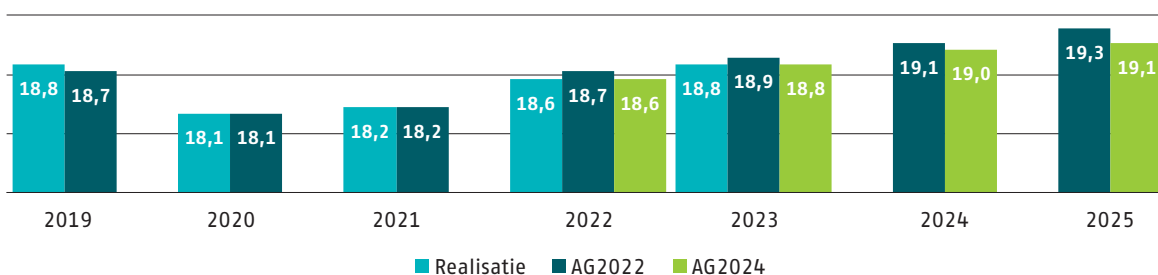
Periodelevensverwachting - 0-jarige man



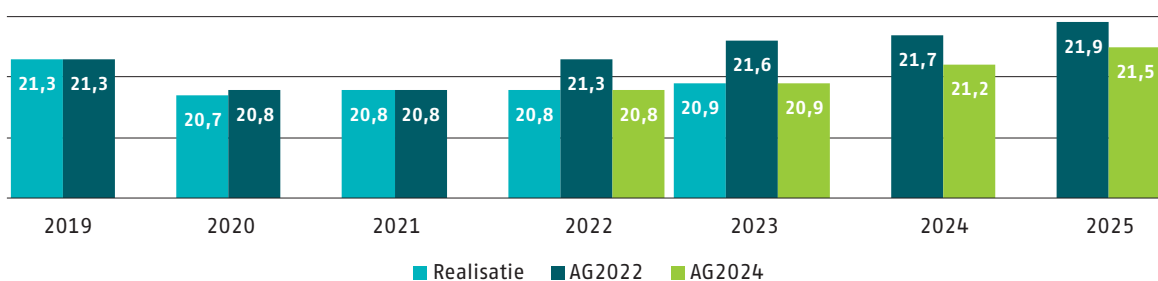
Periodelevensverwachting - 0-jarige vrouw



Periodelevensverwachting - 65-jarige man



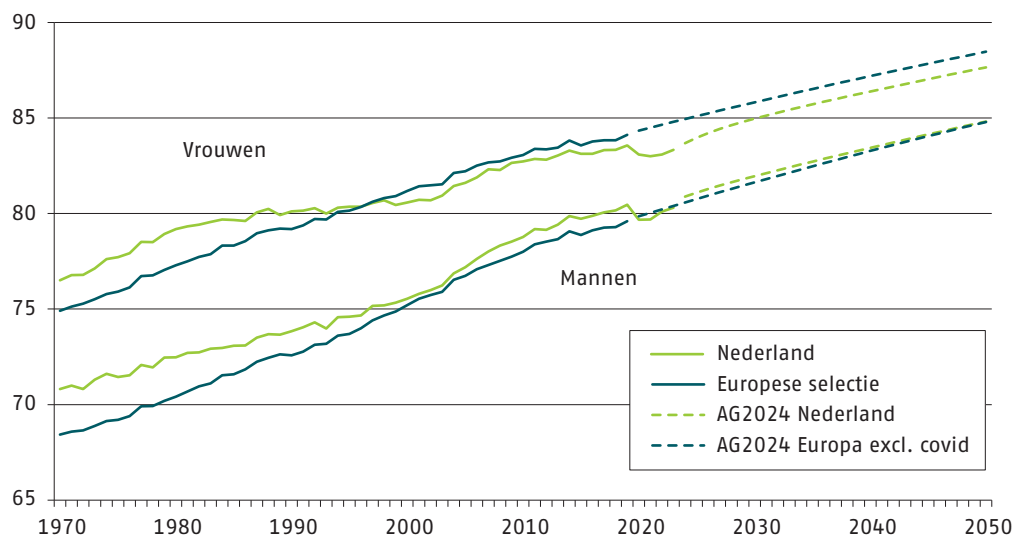
Periodelevensverwachting - 65-jarige vrouw



Figuur 1.2 – Periodelevensverwachting bij geboorte en op leeftijd 65 jaar voor mannen en vrouwen

De oversterftefactoren in AG2024 zijn bepaald op basis van de realisaties in 2022 en 2023. Deze oversterftefactoren nemen in de nieuwe prognose minder snel af dan in AG2022, waardoor de levensverwachting na 2023 minder snel terugkeert naar de historische trend. In AG2024 resteert van de oversterftefactor in het vijfde prognosejaar bijvoorbeeld nog circa 25%, terwijl in AG2022 in het vijfde prognosejaar nog slechts 3% resteerde. In beide prognoses nemen we uiteindelijk aan dat oversterfte niet blijvend is. Bij AG2024 is na 17 jaar het oversterfte-effect vrijwel uitgedoofd.

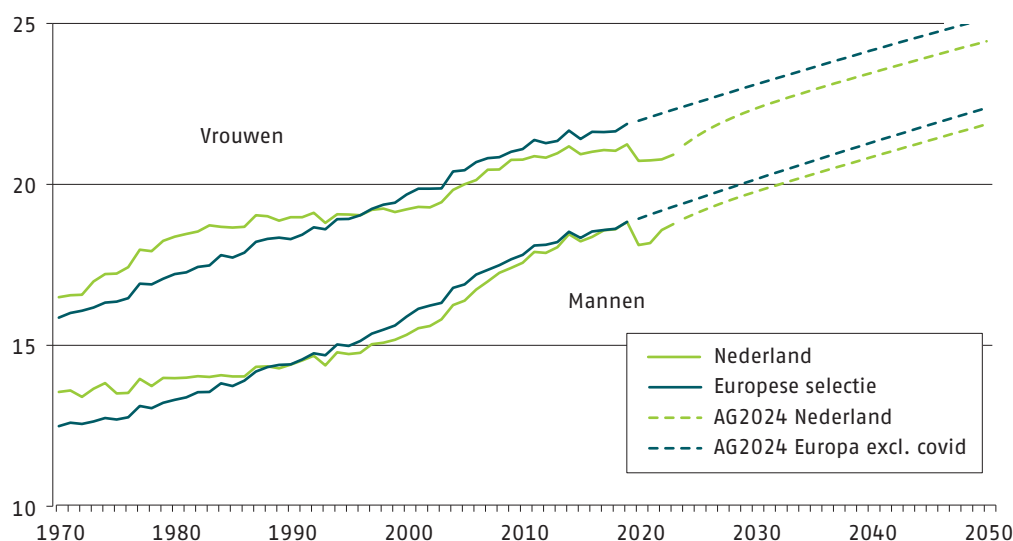
In Figuur 1.3 wordt de ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte weergegeven van 1970 tot en met 2050. Tot en met 2023 (voor de Europese selectie tot en met 2019) wordt daarbij gebruik gemaakt van gerealiseerde sterftcijfers, voor de periode erna Prognosetafel AG2024. Dit betekent dat voor de Europese selectie het effect van covid gerelateerde sterfte niet zichtbaar is in de realisatie en ook niet in de (pre-covid-)prognose.



Figuur 1.3 – *Periodelevensverwachting Nederland (inclusief oversterfteterm) en geselecteerde Europese landen (exclusief oversterfteterm) bij geboorte*

In Figuur 1.3 zijn de gevolgen van de hogere sterfte in de jaren 2020 tot en met 2023 zichtbaar in de ontwikkeling van de levensverwachting. 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.

In de volgende figuur wordt de periodelevensverwachting getoond voor 65-jarigen.

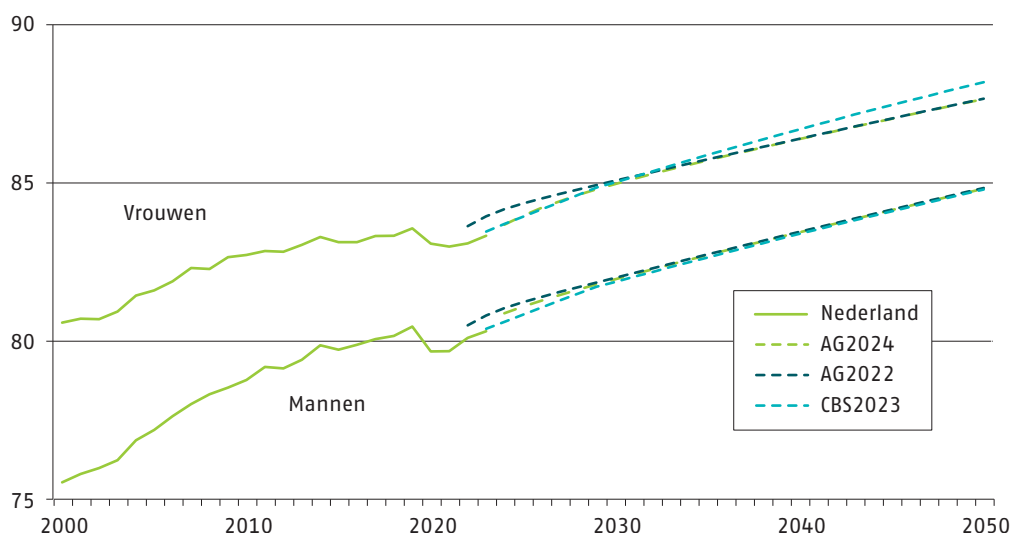


Figuur 1.4 – Periodelevensverwachting Nederland (inclusief oversterfteterm) en geselecteerde Europese landen (exclusief oversterfteterm) voor een 65-jarige

In vergelijking met de periodelevensverwachting bij geboorte zien we een groter effect van de hogere sterfte, omdat de oversterfte vooral optreedt op hogere leeftijden. Op langere termijn zien we dat de periodelevensverwachting voor een 65-jarige onder de Europese trend blijft, ook in jaren waar de oversterfte naar verwachting is uitgedoofd.

1.3 Prognose in perspectief

In Figuur 1.5 worden de ontwikkelingen van de periodelevensverwachting bij geboorte voor AG2022, AG2024 en CBS2023–2070 tegen elkaar afgezet.



Figuur 1.5 – Ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte

Zichtbaar is dat de AG2024–prognose voor de korte termijn neerwaarts is bijgesteld ten opzichte van de AG2022–prognose, maar dat op de lange termijn er nauwelijks verschil is tussen AG2022 en AG2024. Ten opzichte van de CBS2023–prognose is te zien dat op korte termijn de AG2024 prognose voor vrouwen aansluit op de prognoses van het CBS, maar dat op de langere termijn het CBS de levensverwachting hoger inschat. Voor mannen is op korte termijn de levensverwachting in de Prognosetafel AG2024 beperkt hoger dan het CBS verwacht, op langere termijn is er nauwelijks verschil.

In Tabel 1.1 staan de cohortlevensverwachtingen voor AG2022, AG2024 en CBS2023–2070. De verschillen zijn beperkt.

Startjaar 2025	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2022	90,3	93,0	20,6	23,5
AG2024	90,2	92,9	20,6	23,4
CBS2023	niet beschikbaar	niet beschikbaar	20,7	23,3

Tabel 1.1 – Cohortlevensverwachtingen voor AG2022, AG2024 en CBS2023

1.4. Van AG2022 naar AG2024

Om de ontwikkeling zichtbaar te maken van AG2022 naar AG2024 onderscheiden we drie wijzigingen:

- **Update data Europa:** Bij de vaststelling van de Prognosetafel AG2022 waren nog niet alle sterftedata van de Europese landen tot en met 2019 beschikbaar in HMD. Er is daarom destijds voor enkele landen gebruik gemaakt van andere bronnen. Daarnaast past HMD soms sterftedata uit eerdere jaren met terugwerkende kracht aan.
- **Update data Nederland na 2019:** In deze update zit het aanpassen van de jaren waar de oversterfeterm op gebaseerd wordt (2022 en 2023 in plaats van 2020 en 2021).
- **Aanpassen oversterfte:** In de laatste aanpassing wordt de term waarmee de oversterfte afneemt verlaagd van 50% naar 25%. Dit betekent dat de oversterfeterm minder snel afneemt.

In Tabel 1.2 wordt de cohortlevensverwachting getoond per geslacht voor zowel 0-jarigen als 65-jarigen, met daarbij een kwantificering van de verschillen tussen AG2022 en AG2024 voor startjaar 2025.

Cohortlevensverwachting	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2022	90,26	92,96	20,59	23,49
Update data Europa	-0,05	-0,02	-0,02	-0,01
Update data Nederland na 2019	0,00	0,00	0,00	-0,01
Aanpassen oversterfte	0,00	0,00	-0,02	-0,04
AG2024	90,21	92,94	20,55	23,43

Tabel 1.2 – Effect van aanpassen prognosetafel op cohortlevensverwachting voor 0-jarige en 65-jarige

De aanpassing van de prognosetafel heeft nauwelijks invloed op langeretermijnsterfte-effecten in de cohortlevensverwachting. Er is sprake van een lichte daling van de levensverwachting die zichtbaar is in de tweede decimaal. In de Europese data hebben de aanpassingen tot gevolg dat er iets meer sterfte was in de periode tot en met 2019 dan de data die gebruikt is bij de vorige Prognosetafel. Dit leidt tot een lichte daling in de levensverwachting. De aanpassing van de Nederlandse data heeft nauwelijks impact. De aanpassingen van de oversterfteterm hebben geen zichtbare invloed op de cohortlevensverwachting van een 0-jarige, maar wel enigszins op die van een 65-jarige. Dit komt doordat de oversterfteterm alleen van toepassing is vanaf leeftijd 55 en de hoogte ervan met de tijd afneemt en naar nul convergeert.

In Tabel 1.3 is een gelijke kwantificering getoond voor de periodelevensverwachting.

Periodelevensverwachting	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2022	81,23	84,35	19,26	21,90
Update data Europa	0,00	-0,01	0,00	-0,01
Update data Nederland na 2019	-0,04	-0,14	-0,04	-0,15
Aanpassen oversterfte	-0,10	-0,24	-0,11	-0,25
AG2024	81,09	83,96	19,11	21,49

Tabel 1.3 – Effect van aanpassen prognosetafel op periodelevensverwachting voor een 0-jarige en een 65-jarige

Bij de periodelevensverwachting is een grotere afname zichtbaar. Dit komt voornamelijk omdat de oversterfteterm bij die berekening ongewijzigd blijft door het gebruik van de sterftetekansen in hetzelfde jaar (2025). Aanpassing van de oversterfteterm werkt het sterkste door bij de vrouwen.

1.5 Effecten op voorzieningen en premie

Om de effecten van overgang naar Prognosetafel AG2024 in kaart te brengen, is de overgang naar de nieuwe prognosetafel doorgerekend voor zowel de voorziening als de pensioenpremies. Hierbij is gebruik gemaakt van een modelportefeuille.

Het voorbeeldfonds bevat naast een ouderdomspensioen (OP) ingaande op 65 jaar, een latent partnerpensioen en een ingegaan partnerpensioen (PP). Voor de pensioenpremie is voor het ouderdomspensioen uitgegaan van pensioenrichtleeftijd 68 jaar. In Appendix B zijn de beschrijving van de modelportefeuille en de overige gehanteerde aannames toegelicht.

Effect	Mannen	Vrouwen
VPV OP (65)	-0,1%	-0,2%
VPV Latent PP	0,1%	0,1%
VPV Ingegaan PP ¹	-0,1%	-0,1%
VPV Totaal	-0,1%	-0,2%
Premie	0,0%	-0,1%

Tabel 1.4 – Impact op Voorziening Pensioenverplichtingen (VPV) voor voorbeeldfondsen van overgang van AG2022 naar AG2024 per eind 2024 (verschil AG2024 minus AG2022 uitgedrukt in procenten vanaf de waarde bepaald op basis van AG2022). 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 is.

In Tabel 1.4 is te zien dat de overgang naar de nieuwe prognosetafel slechts een beperkt effect heeft op de voorziening van levenslang pensioen en de te betalen pensioenpremies. De aanpassing is beperkt omdat de aanpassing in de cohortlevensverwachting ook beperkt is.

Tabel 1.5 toont het effect op de voorziening voor afzonderlijke pensioenvormen voor diverse leeftijden. In lijn met de impact op de voorziening bij het voorbeeldfonds is de impact van de nieuwe tafel beperkt. Naarmate de leeftijd toeneemt, neemt ook het effect op de voorziening toe. Dit komt omdat de aanpassingen met name effect hebben op de korte horizon waarin de oversterfteterm een rol speelt. Bij hogere leeftijden is de resterende levensverwachting korter en het effect op de technische voorziening daardoor groter. Fondsen met gemiddeld hogere leeftijden zullen dus naar verhouding meer merken van de aanpassing dan fondsen met een gemiddeld lage leeftijd.

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

Effect VPV	Mannen		Vrouwen		Mannen	Vrouwen
	OP	Latent PP	OP	Latent PP	Ingegaan PP ¹	Ingegaan PP
25	-0,1%	0,1%	0,0%	-0,3%	0,0%	0,0%
45	-0,1%	0,1%	0,0%	-0,2%	0,0%	0,0%
65	-0,1%	0,1%	-0,2%	1,1%	-0,1%	-0,2%
85	-0,9%	-0,2%	-1,0%	-0,9%	-0,9%	-1,0%

Tabel 1.5 – Impact op voorzieningen per leeftijd en geslacht van overgang van AG2022 naar AG2024 (verschil AG2024 minus AG2022 uitgedrukt in procenten van AG2022)

De enige uitzondering waarbij de voorziening stijgt in plaats van daalt is het latent partnerpensioen voor 65 jarige vrouwen. Bij het latent partnerpensioen treden twee tegengestelde effecten op:

- Het partnerpensioen voor de mannelijke nabestaande gaat eerder in door de toegenomen sterfte;
- De man ontvangt de uitkering korter, omdat de man ook verwacht wordt korter te leven.

De daling van levensverwachting is bij vrouwen groter dan bij mannen. Daardoor gaat de uitkering van de man eerder in. De uitkering eindigt ook eerder, maar doordat de daling bij mannen kleiner is dan bij vrouwen, is de uitkeringsduur langer dan bij AG2022. Hierdoor resulteert een beperkte toename van het latent partnerpensioen voor 65-jarige vrouwelijke hoofdverzekerden.

2

Het prognosemodel

In dit hoofdstuk wordt toegelicht welke analyses zijn gedaan en welke keuzes zijn gemaakt om tot Prognosetafel AG2024 te komen.

De modelvergelijkingen, die nodig zijn om de modelparameters te schatten en om prognoses te maken, staan in Appendix A.

2.1 Verwachtingen Prognosetafel AG2022 en realisatie

Bij Prognosetafel AG2022 zijn de modelspecificaties aangepast naar aanleiding van de covid-pandemie. In de jaren vanaf 2020 was er aanzienlijke oversterfte. Daarom is ervoor gekozen om de data vanaf 2020 niet te gebruiken voor de inschatting van de langetermijntrend.

Voor de prognose vanaf 2022 is aan de projectie volgens het AG2020-prognosemodel een nieuw element toegevoegd: de projectie van de oversterfte gemodelleerd vanaf 2020. Toen was maar twee jaar aan data beschikbaar. Ook was nog niet duidelijk hoe de pandemie en de effecten daarvan op de Nederlandse (over)sterfte zouden verlopen. Voor Prognosetafel AG2022 was voor een scenario gekozen waarin deze term een halfwaardetijd van een jaar had. Of anders gezegd, dat de Nederlandse oversterfte ten opzichte van de verwachte trend elk jaar halveert. Onder deze verwachting was de oversterfte na zeven jaar min of meer uitgedoofd (minder dan 1% van het startniveau).

In de gerealiseerde sterftekansen na het uitbrengen van Prognosetafel AG2022, zoals toegelicht bij Figuur 1.2, is te zien dat in 2022 en 2023 de afname van de oversterfte minder groot was dan verwacht volgens AG2022. Deze informatie is meegenomen in de modelkeuze voor AG2024.

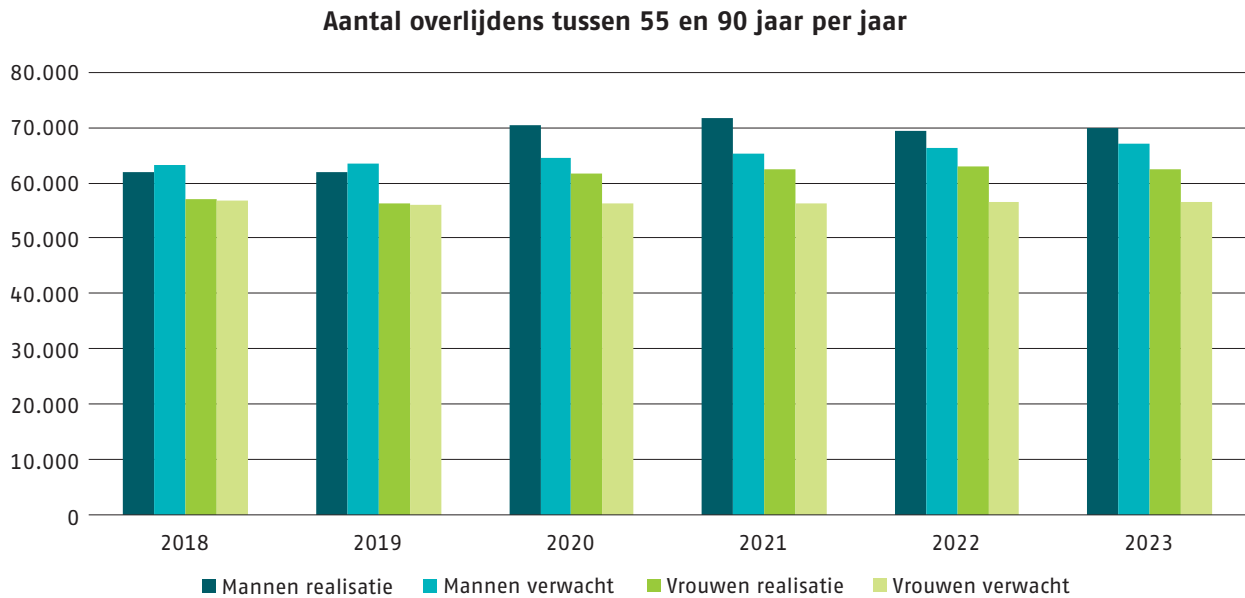
2.2 Data voor jaren sinds covid-19

Sinds het uitbreken van de covid-pandemie in 2020 zijn er meer sterftegevallen ten opzichte van eerdere jaren. Dit wordt niet alleen verklaard door de ouder wordende bevolking, maar ook door hoger waargenomen sterftefrequenties.

Figuur 2.1 toont het aantal sterfgevallen voor Nederlanders tussen 55 en 90 jaar voor de jaren 2018 tot en met 2023, inclusief de verwachting op basis van het AG2024 model zonder oversterfteterm. Hier is sprake van een modelfit voor de jaren 2018 en 2019 en van een projectie voor de jaren 2020 tot en met 2023. Daarnaast toont Tabel 2.1 het procentuele verschil tussen het werkelijke aantal sterfgevallen (realisatie) en deze verwachting.

Uit de figuur en tabel blijkt dat in de jaren 2018 en 2019 het verschil tussen realisatie en verwachting klein is, terwijl in de jaren 2020 en later grotere verschillen waarneembaar zijn. Dit geeft aan dat de oversterfteterm voor de jaren vóór 2020 niet noodzakelijk is, maar voor de jaren erna, met de uitbraak van covid, wel. Tevens tonen de figuur en tabel dat voor mannen de waargenomen sterfte weer enigszins is

afgenomen in de jaren 2022 en 2023 ten opzichte van 2020 en 2021, wat is af te lezen uit de donkerblauwe staafdiagrammen in de figuur. Ook is het verschil tussen verwachting en realisatie afgenomen, wat te zien is aan de waardes in de tabel. Echter, voor vrouwen is een kleine toename in totale sterfte en oversterfte waarneembaar ten opzichte van 2020 en 2021.

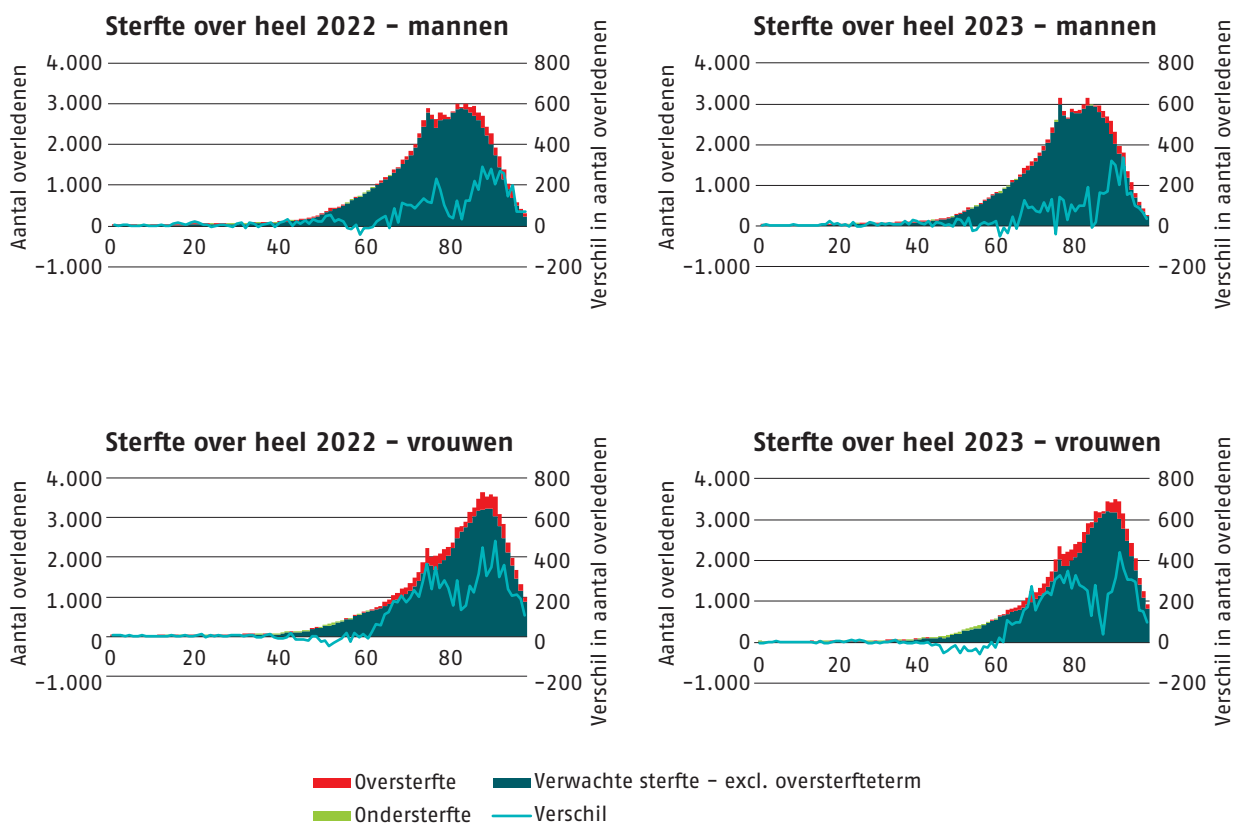


Figuur 2.1 – aantal overlijdens per jaar in Nederland over de jaren 2018-2023 voor mannen en vrouwen tussen 55 en 90 jaar, inclusief verwachting op basis van AG2024 model exclusief oversterfteterm²

Realisatie versus Verwachting		
Jaar	Mannen	Vrouwen
2018	-2%	1%
2019	-2%	1%
2020	9%	10%
2021	10%	11%
2022	5%	11%
2023	4%	11%

Tabel 2.1 – Procentuele afwijking realisatie versus verwachting in aantal overlijdens per jaar, overeenkomstig Figuur 2.1

Figuur 2.2 toont de gerealiseerde sterfte in Nederland voor de jaren 2022 en 2023 ten opzichte van de verwachte sterfte op basis van AG2024 exclusief oversterfteterm.

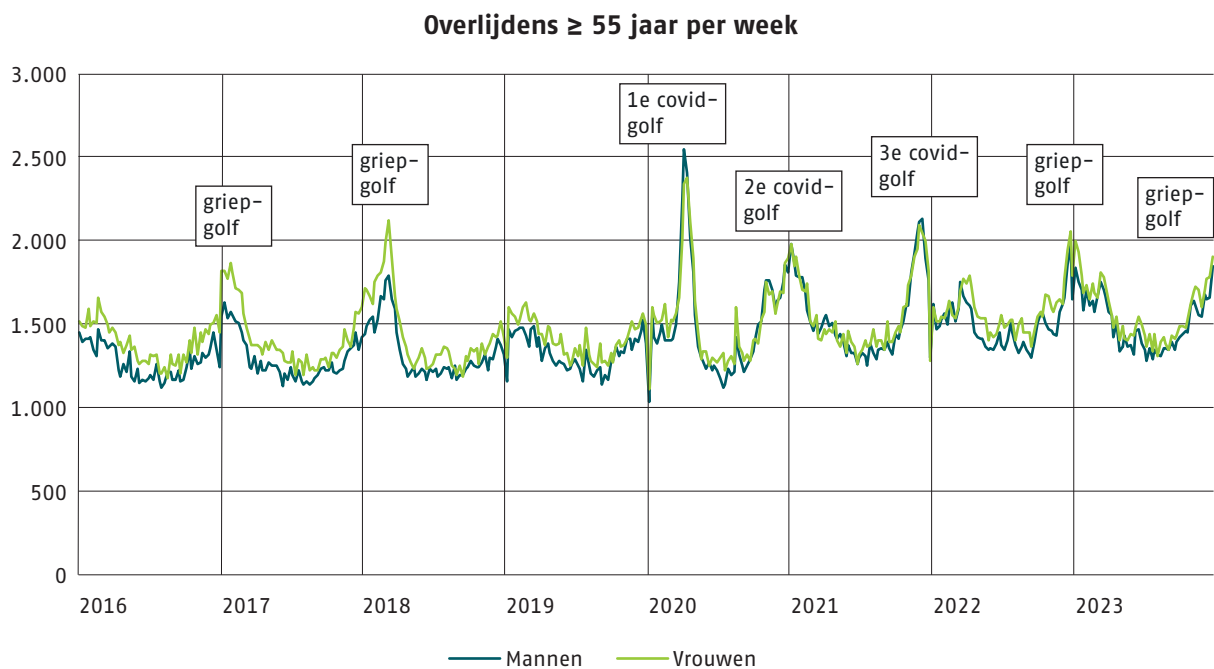


Figuur 2.2 – aantal overledenen in 2022 en 2023, uitgesplitst naar mannen en vrouwen, ten opzichte van verwachte sterfte exclusief oversterfteterm. De verschillen tussen realisatie en verwachting exclusief oversterfteterm zijn geplot op de rechteras.

Deze figuur is als volgt te interpreteren. In de grafiek linksboven (“Sterfte over heel 2022 mannen”) is af te lezen dat voor mannen van 70 jaar in 2022 op basis van de AG2024 prognose exclusief oversterfteterm circa 1.600 overlijdensgevallen werden verwacht. Dit is weergegeven met de groene staaf (linkeras). In 2022 zijn in werkelijkheid circa 1.700 mannen van 70 jaar oud overleden, de oversterfte is daarmee circa 100. Dat wordt weergegeven met de rode staaf (linkeras) en turquoise lijn (rechteras) in de grafiek.

Uit Figuur 2.2 blijkt dat voor deze jaren de waargenomen sterfte voor leeftijden vanaf circa 55 jaar hoger is geweest dan verwacht (oversterfte). Voor mannen neemt de oversterfte wel af in 2023 ten opzichte van 2022, maar voor vrouwen blijft de oversterfte op een stabiel niveau. Voor de leeftijden lager dan 55 jaar is het beeld niet eenduidig. Daarom, en om consistent te blijven met AG2022, is voor deze leeftijden gekozen geen oversterfteterm te gebruiken.

Figuur 2.3 zoomt in op de sterfte per week. Hierin zijn de piekmomenten van sterfte zichtbaar als gevolg van covid-19 in de jaren 2020 en 2021. Ook komen in deze grafieken de griepgolven van 2017, 2018, 2022 en 2023 naar voren.



Figuur 2.3 – Aantal overlijdens per week in Nederland over de jaren 2016–2023 voor mannen en vrouwen van 55 jaar en ouder, exclusief gebroken weken aan begin en eind van een jaar³

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 totaal aan covid-19-gerelateerde sterfte hoger geweest dan de griepsterfte in eerdere en latere jaren, wat mede verklaart waardoor de totale waargenomen sterfte in de jaren 2020 en 2021 hoger is geweest dan de omliggende jaren.

De grafiek laat tevens zien dat de griepgolven in 2022 en 2023 substantieel zijn geweest en daarmee de belangrijkste verklaring vormen voor de waargenomen oversterfte ten opzichte van de pre-covid-prognose. Mogelijk zijn deze griep-epidemieën heftiger geweest dan in sommige andere jaren door de covid-maatregelen in 2020 en 2021, die een grootschalige verspreiding van griep in die jaren hebben voorkomen. Voor meer documentatie over de griepgolven in de afgelopen jaren, zie de cijfers van het RIVM⁴.

2.3 Voorbeelden van onderzoeksrichtingen AG2024

Voor AG2024 zijn meerdere modelspecificaties onderzocht. In deze paragraaf lichten we enkele onderzoeksrichtingen toe.

Zo is bekeken of de aanvullende oversterfteterm nog altijd nodig is. Hiervoor is een model met vergelijkbare specificaties als de pre-covid AG2020-prognosetafel onderzocht, met gebruik van meest recente data voor alle landen uit de landenset. Voor de Europese landen betreffen de meest recent beschikbare waarnemingen het jaar 2022. Omdat in dat jaar de sterfte gemiddeld nog fors hoger is geweest dan in de pre-covid-periode, leidt deze modelkeuze niet tot plausibele resultaten.

3 – Weekdata voor sterfte vanuit CBS voor jaren 2020–2023

4 – RIVM (2024). Feiten en cijfers griep. <https://www.rivm.nl/griep-grieprik/feiten-en-cijfers>

Daarnaast is onderzocht of het mogelijk is om de oversterfte op Europees niveau te schatten. Ook deze modelspecificatie leidt niet tot betrouwbare resultaten, met name omdat de timing van covid-gerelateerde maatregelen en sterfte als gevolg van de verschillende covid-uitbraken verschilt tussen de Europese landen.

Ook heeft de commissie beoordeeld of het mogelijk is om op basis van jaardata de oversterftetermen te modelleren, in plaats van met weekdata zoals voor AG2022. Hiervoor zijn Nederlandse sterftedata voor de jaren 2020 tot en met 2023 gebruikt. Dit blijkt een mogelijkheid, maar de commissie heeft besloten de oversterftetermen wederom op basis van weekdata te modelleren. Dit leidt tot net iets andere parameters dan een modellering op basis van jaardata.

Tevens is een model onderzocht met het simultaan schatten van de parameters voor de Nederlandse afwijking ten opzichte van de Europese trend en de parameters in de oversterfteterm. In de jaren 2020 tot en met 2023 leidde deze optie tot grote verschillen in de parametrisatie ten opzichte van de modelspecificaties van AG2022. Deze verschillen bemoeilijken de extrapolatie van de tijdreeksen. Daarom is deze optie eveneens afgefallen.

2.4 Modelkeuze AG2024

Omdat er nog steeds duidelijke oversterfte is en alternatieve modelspecificaties niet haalbaar of minder wenselijk zijn bevonden, is gekozen om het model van AG2022 te handhaven. Dit betekent dat voor zowel de Europese als de Nederlandse data 2019 het laatste datapunt is voor het schatten van de langetermijntrend.

AG2024 modelleert het natuurlijke logaritme van de 'force of mortality' $\mu_x^g(t)$ als:

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

Hierin zijn $\{A_x^g, B_x^g, \alpha_x^g, \beta_x^g, \tilde{\mathfrak{B}}_x^g\}$ leeftijdsafhankelijke parameters, terwijl $\{K_t^g, \kappa_t^g, \mathfrak{X}_t^g\}$ tijdsafhankelijke grootheden zijn, waarvan de dynamica wordt gegeven door de tijdreeksen

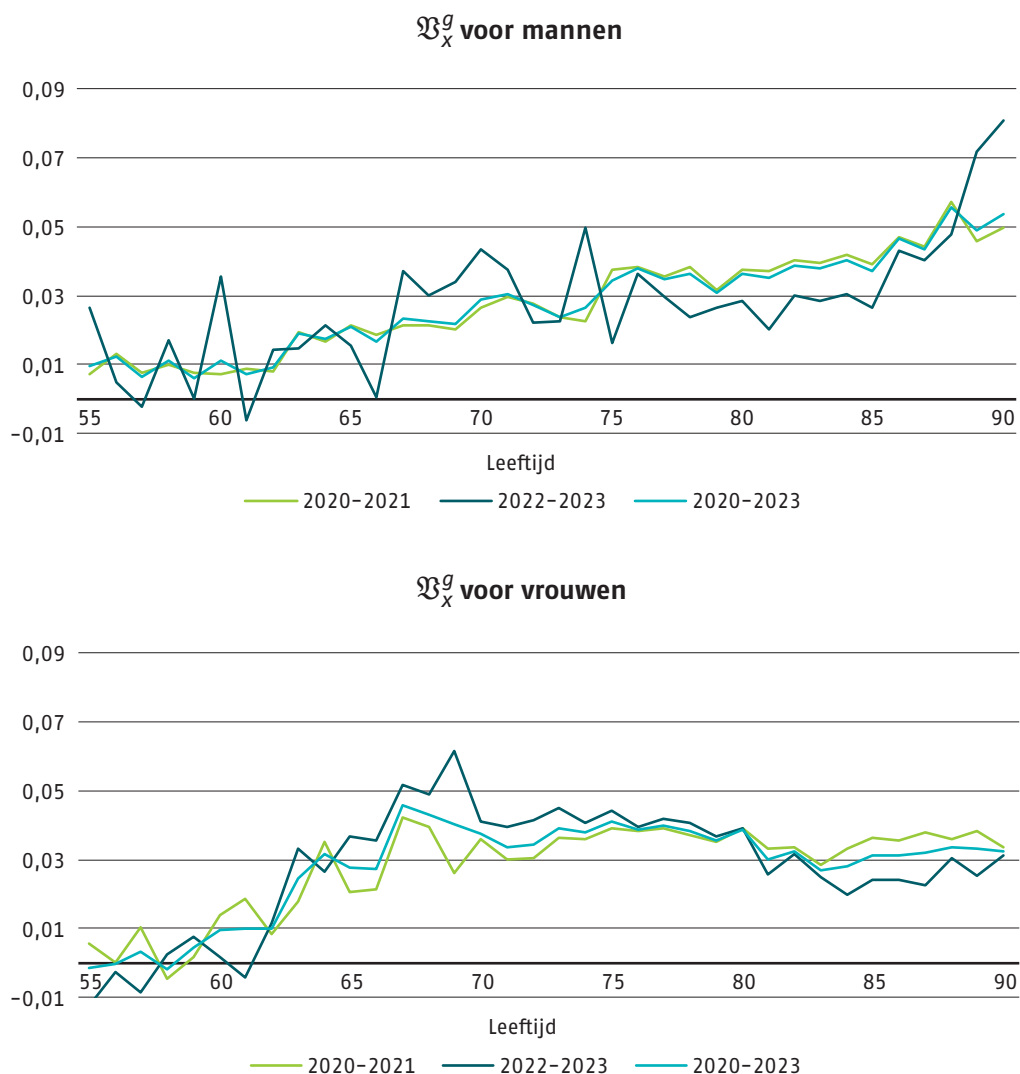
$$\begin{aligned} K_t^g &= K_{t-1}^g + \theta^g + \epsilon_t^g, \\ \kappa_t^g &= a^g \kappa_{t-1}^g + c^g + \delta_t^g, \\ \mathfrak{X}_t^g &= \mathfrak{X}_{2023}^g \eta^{t-2023} \quad (\text{voor } t \geq 2024), \end{aligned}$$

waarbij θ^g, a^g, c^g en η parameters en ϵ_t^g en δ_t^g storingstermen zijn, die onafhankelijk en identiek verdeeld (i.i.d.) verondersteld worden.

In deze specificatie geven de termen $\{A_x^g + B_x^g K_t^g\}$ de Europese pre-covid-sterfte-intensiteiten weer. De termen $\{\alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g\}$ beschrijven de Nederlandse afwijking van de Europese trend, eveneens pre-covid. De term $\{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g \mathfrak{X}_t^g\}$ geeft vervolgens de oversterfte sinds de covid-pandemie weer.

De oversterfte, die zowel direct als indirect door covid is veroorzaakt, wordt gemodelleerd op basis van weekdata. Omdat de effecten van covid verschillend zijn

in de afgelopen vier jaren, is voor de kalibratie gekozen voor het gebruik van weekdata over 2022 en 2023. Figuur 2.4 toont voor kalibratieperiodes 2020–2021, 2022–2023 en 2020–2023 de hoogte van de leeftijdsafhankelijke parameter $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$ uit de oversterfteterm. Deze figuur laat zien dat voor zowel mannen als vrouwen de oversterfte naar leeftijd verschilt tussen de jaren 2020–2021 enerzijds en de jaren 2022–2023 anderzijds. Daarnaast blijkt, met name voor mannen, dat de parameter $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$ op basis van de gehele periode 2020–2023 dichterbij de parameter $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$ uit de eerste jaren ligt. Zowel de kalibratieperiode 2020–2021 als de kalibratieperiode 2020–2023 worden daarmee onvoldoende representatief geacht voor de meest recente jaren 2022 en 2023, toen de positieve effecten van vaccinaties zichtbaar werden en mensen meer antistoffen hebben ontwikkeld om de effecten van een covid-besmetting tegen te gaan of zelfs helemaal helpen te voorkomen⁵.



Figuur 2.4 – Verloop leeftijdsafhankelijke parameter $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$ bij verschillende kalibratieperiodes

5 – RIVM (2024). Meeste mensen hebben lokale antistoffen tegen coronavirus.
<https://www.rivm.nl/nieuws/meeste-mensen-hebben-lokale-antistoffen-tegen-coronavirus>

Voor het prognosticeren van de oversterfte moet het verloop van de oversterfte naar de toekomst worden gespecificeerd. Hoewel inmiddels vier jaar aan sterftedata met oversterfte beschikbaar is, is dit onvoldoende om een volledig data-gebaseerde prognose voor de uitloop te maken. Daarom maakt de commissie, net als voor AG2022, een keuze. Allereerst onderscheiden we, mede naar aanleiding van de observaties in de afgelopen twee jaar, drie mogelijke hoofdscenario's:

- Een **'verdwijnd'** scenario met $\eta \in (0,1)^6$, waarbij de extra sterfte ten opzichte van de pre-covid-periode op enig moment verdwijnt.
- Een **'structureel'** scenario met $\eta = 1$, waarbij de extra sterfte ten opzichte van de pre-covid-periode niet verdwijnt.
- Een **'incidenteel'** scenario met $\eta = 0$, waarbij de extra sterfte ten opzichte van de pre-covid-periode direct na 2023 verdwijnt.

Bij AG2022 is voor de prognose van het oversterfte-effect uitgegaan van een 'verdwijnd' scenario met een halfwaardetijd gelijkgesteld aan 1 jaar ($\eta = 0,5$).

In onderstaande tabel staat de ontwikkeling van het tijdgerelateerde effect in de oversterfteterm (\mathfrak{X}_t^g) voor mannen en vrouwen. Indien deze waarde daalt, neemt het effect van oversterfte af over de jaren. Als deze oversterfte term de waarde nul heeft, is er geen oversterfte geconstateerd. Voor de jaren 2022 en 2023 is met name voor vrouwen geconstateerd dat de werkelijke afname minder sterk is dan op basis van de AG2022-prognose was verwacht. Op basis van de data uit de voorgaande jaren is te zien dat de oversterfte bij mannen van 2021 naar 2022 bijna halveert. In 2023 daalt de oversterfte verder, maar 'slechts' met ruim 20%. Bij vrouwen is echter in het geheel geen verdwijnd effect van de oversterfte te zien.

Tijdeffect oversterfteterm (\mathfrak{X}_t^g) per jaar en geslacht				
Jaar	Man	Delta Man	Vrouw	Delta Vrouw
2020	2,85		2,93	
2021	2,87	+1%	3,24	+11%
2022	1,52	-47%	3,40	+5%
2023	1,18	-22%	3,22	-5%

Tabel 2.2 – Tijdeffect oversterfteterm voor mannen en vrouwen in jaren 2020–2023 bij gelijk leeftijdseffect over deze jaren. Merk op dat deze getallen hierdoor afwijken van de modelfit AG2024.

De commissie verwacht voor AG2024 nog steeds dat de oversterfte van tijdelijke aard is. Dit betekent dat wederom uit is gegaan van het scenario 'verdwijnd'. Dit baseren we onder meer op de observatie dat het aantal doden direct gerelateerd aan covid-19 fors is afgenomen sinds 2020 en 2021. De totale oversterfte is voor mannen al afgenomen vergeleken met die jaren, voor vrouwen is dit nog niet zichtbaar. Hoewel in de jaren

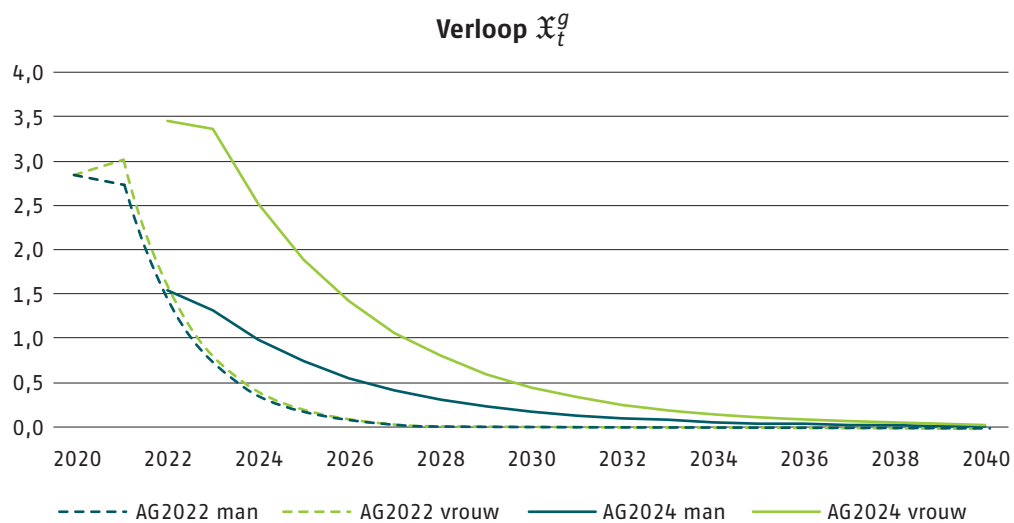
6 – Parameter η bepaalt het exponentiële verloop van de oversterfteterm \mathfrak{X}_t^g

2022 en 2023 de oversterfte voor mannen sneller is afgenomen dan voor vrouwen, verwachten wij dat de afname op langere duur vergelijkbaar is voor mannen en vrouwen. We maken daarom geen onderscheid naar geslacht in de hoogte van de parameter η .

Ook is voor andere pandemieën zoals de Spaanse griep op lange termijn geen blijvende impact op sterfte waargenomen. Daarom houden we in AG2024 vast aan de veronderstelling dat de impact van covid op de langetermijnsterfteprognose verdwijnt.

Omdat de waargenomen afname van de oversterfte minder sterk is dan de verwachting in AG2022, is ervoor gekozen de parameter η naar boven bij te stellen. Voor AG2024 geldt dat $\eta = 0,75$. Dit betekent dat de oversterfteterm in de prognose jaarlijks met 25% afneemt. De halfwaardetijd van de oversterfte wordt ruim 2,4 jaar. In 2022 en 2023 is de oversterfte bij mannen gemiddeld sneller afgenomen dan bij de gekozen waarde $\eta = 0,75$ het geval zou zijn. Bij de vrouwen is dit andersom. Zie hiervoor de waardes "Delta Man" en "Delta Vrouw" in Tabel 2.2.

In Figuur 2.5 tonen we het verloop van de geschatte waarde van \mathfrak{x}_t^g op basis van zowel AG2022 als AG2024. Te zien is dat de waarde voor AG2024 minder snel daalt, door de aangepaste waarde voor η . Ook is de startwaarde voor 2023, vooral bij vrouwen, hoger dan de geprognosticeerde waarde uit AG2022.



Figuur 2.5 – Verloop van het geschatte tijdseffect in de oversterfteterm (\mathfrak{x}_t^g) voor AG2022 en AG2024

2.5 Sluitingsmethodiek

Voor AG2024 is de sluitingsmethodiek verder onderzocht. Dit betreft de methodiek voor de bepaling van de sterftetekansen op hoge leeftijden. Deze worden niet gebaseerd op de waargenomen data, maar geëxtrapoleerd op basis van lagere leeftijden.

Uit het onderzoek zijn geen modelaanpassingen gekomen. Dit betekent dat, net zoals voor AG2022, de modelparameters voor AG2024 voor leeftijden 0 tot en met 90 jaar zijn

gebaseerd op waargenomen data. Voor leeftijden 91 tot en met 120 jaar volgen de parameters en daarmee de sterftekansen uit extrapolatie van de parameters op basis van de leeftijden tot en met 90 jaar.

2.6 Onzekerheid

Het prognosemodel dat in deze publicatie gepresenteerd wordt, 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 sterftecijfers in Nederland afwijken van de best mogelijke inschattingen die we op dit moment kunnen geven.

In het algemeen kunnen we vier vormen van onzekerheid onderscheiden:

- Modelonzekerheid;
- Parameteronzekerheid;
- Procesonzekerheid;
- Micro-langlevenrisico.

Voor een uitgebreide beschrijving van deze vormen van onzekerheid, en een kwantificatie van procesonzekerheid (exclusief oversterfteterm), verwijst de CSO naar hoofdstuk 5 van de AG2022 publicatie⁷. Wij verwachten dat deze kwantificatie representatief is voor de procesonzekerheid exclusief oversterfteterm van AG2024, omdat de modelspecificaties niet en de onderliggende data nauwelijks veranderd zijn. We hebben daarom de procesonzekerheid voor AG2024 niet expliciet gekwantificeerd.

Ook modelonzekerheid hebben we voor AG2024 niet expliciet gekwantificeerd. Wel hebben we Prognosetafel AG2024 bijvoorbeeld vergeleken met de vorige prognosetafel en de projecties van het CBS, om zo een indruk te geven van de mate van modelonzekerheid. Parameteronzekerheid en micro-langlevenrisico zijn in het geheel niet gekwantificeerd. Indien al deze vormen van onzekerheid wel volledig en in samenhang worden meegenomen, zal de totale bandbreedte van mogelijke uitkomsten groter zijn dan wanneer enkel gekeken wordt naar procesonzekerheid.

Tegelijkertijd wijzen we erop dat ons model een stochastische scenariogenerator representeert. Uitgaande van de gefitte parameterwaarden en de precieze documentatie van het model, kan iedereen met het model zelfstandig scenario's genereren waarin procesonzekerheid wordt gekwantificeerd. Desgewenst kan dit worden uitgebreid met alternatieve scenario's voor de uitloop van de oversterfteterm en kan parameteronzekerheid worden toegevoegd. Op deze manier kan de lezer een beeld krijgen van de onzekerheid rondom de Best Estimate uitkomsten.

3

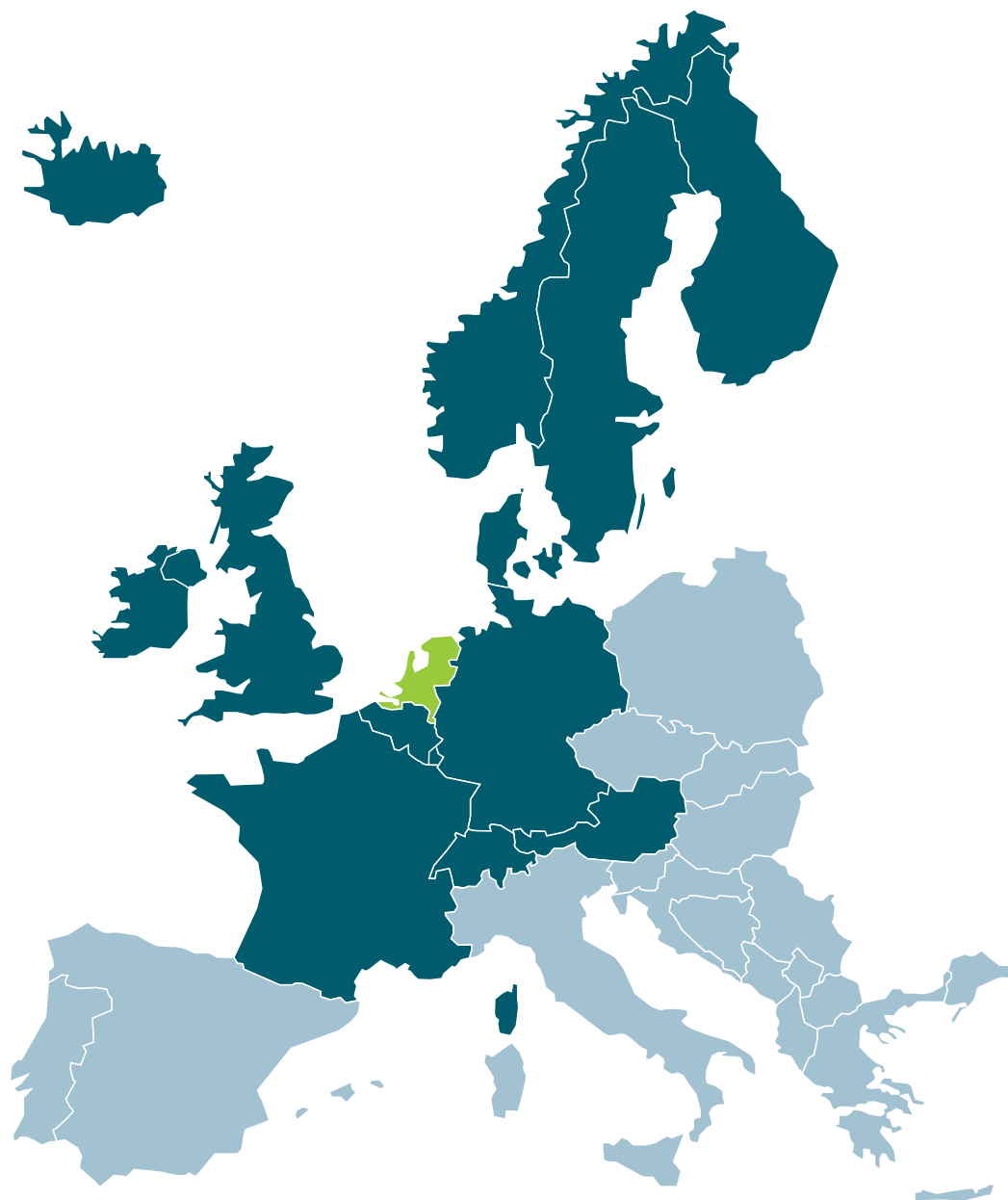
Data

3.1 Europese sterftedata: geselecteerde landen

Het prognosemodel maakt niet alleen gebruik van Nederlandse sterftedata, maar ook van sterftedata van een aantal Europese landen. De landenset (zie Figuur 3.1) die gehanteerd wordt bestaat, naast Nederland, uit België, Denemarken, Duitsland, Finland, Frankrijk, Ierland, IJsland, Luxemburg, Noorwegen, Oostenrijk, Verenigd Koninkrijk, Zweden en Zwitserland.

Er is een positieve correlatie tussen welvaart en ouder worden⁸: hoe hoger het welvaartsniveau, hoe ouder men wordt. De geselecteerde landen zijn geografisch gezien samenhangend en in deze landen is een hoog welvaartsniveau. De landenset is bij de publicatie van Prognosemodel AG2014 voor de eerste keer geselecteerd en is sindsdien niet gewijzigd. Figuur 3.1 toont de set gekozen landen onderliggend aan het prognosemodel AG2024.

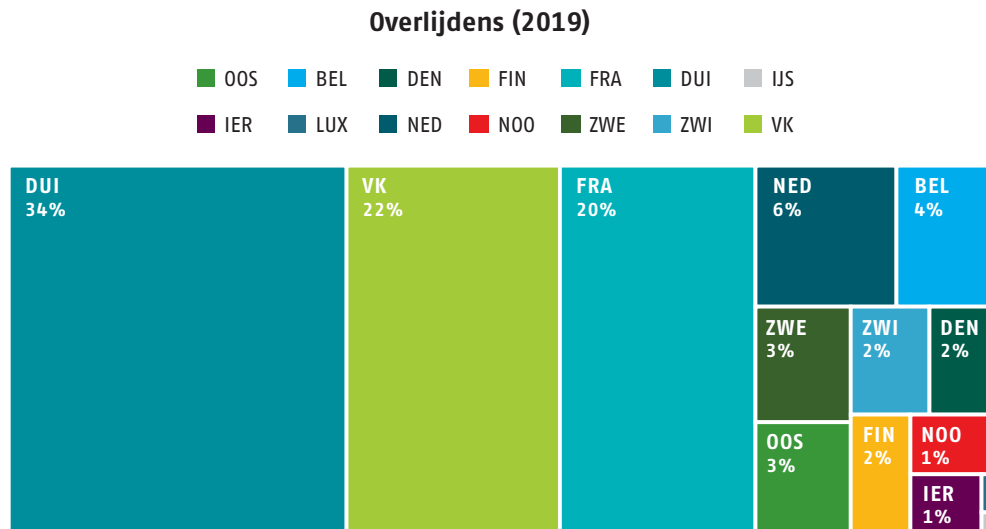
8 – Niu G., Melenberg B. (2014). *Trends in mortality decrease and economic growth*. Demography 51(5):1755–1773



Figuur 3.1 – *Geselecteerde landen in dataset prognosemodel AG2024*

Voor de data tot en met 2019 is gebruik gemaakt van de Human Mortality Database (HMD). Voor de Nederlandse data vanaf 2020 is gebruik gemaakt van openbare en maatwerktabellen van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS). Een toelichting op de gebruikte data is te vinden in Appendix C.

De gebruikte data bevat in totaal bijna 120 miljoen overlijdensgevallen. Figuur 3.2 toont voor het jaar 2019 hoe deze overlijdensgevallen verdeeld zijn over de verschillende landen.



Figuur 3.2 – Verdeling overlijdensgevallen (mannen + vrouwen) in 2019 naar landen

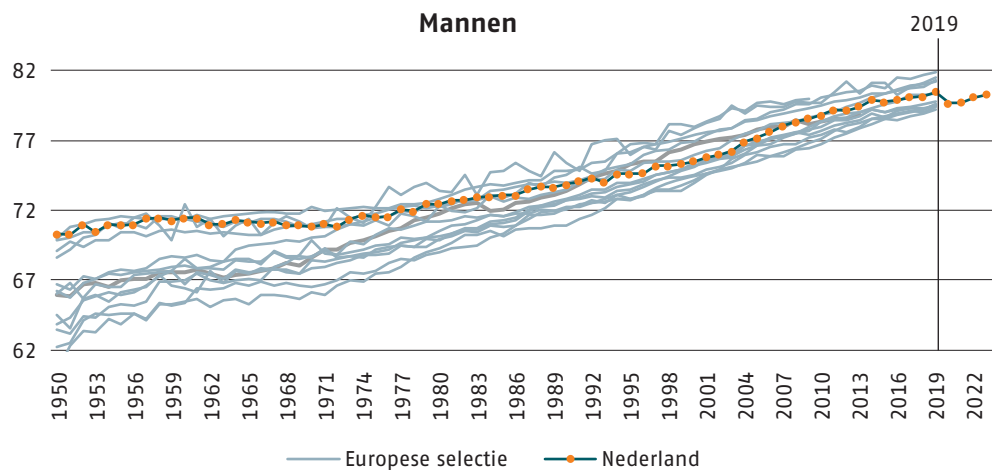
Duitsland (34%), Verenigd Koninkrijk (22%) en Frankrijk (20%) kenden in 2019 het hoogst aantal sterftegevallen. Nederland komt hierna met een aandeel van (6%).

3.2 Gegevensbereik

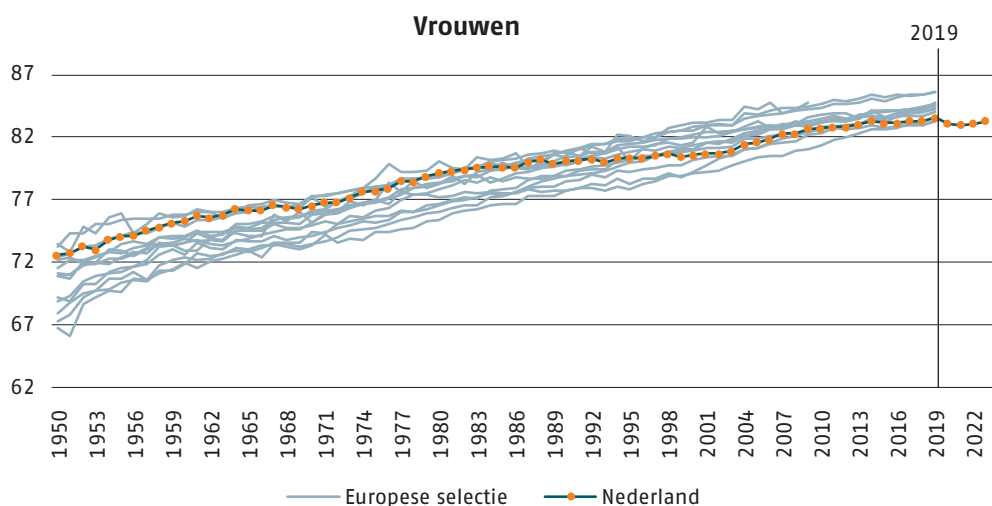
Figuur 3.3 en Figuur 3.4 tonen de historische ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte in Nederland en de geselecteerde Europese landen sinds 1950. In de grafieken is te zien dat in het eerste deel van deze periode de levensverwachtingen in de geselecteerde landen met name voor mannen behoorlijk uiteen liggen. Vanaf 1970 is een vergelijkbare trend te zien in de ontwikkeling van levensverwachtingen van zowel mannen als vrouwen in de verschillende Europese landen.

Daarnaast laten de grafieken 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 sterftekans.

Bovenstaande observaties vormen de basis voor het gekozen gegevensbereik. 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.



Figuur 3.3 – Periodelevensverwachting bij geboorte, mannen



Figuur 3.4 – Periodelevensverwachting bij geboorte, vrouwen

In de jaren na 2019 is de periodelevensverwachting in Nederland gedaald, wat veroorzaakt is door de directe en indirecte gevolgen van covid-19. In 2023 ligt het niveau van de periodelevensverwachting in Nederland ongeveer op het niveau van 2018.

Voor de modellering van de oversterfteterm maken we gebruik van maatwerkdata van het CBS. Dit betreft data voor waargenomen sterfte per week en naar leeftijd en geslacht in Nederland voor de jaren 2022 en 2023. Voor dezelfde periode hebben we publieke populatiegegevens per maand en naar leeftijd en geslacht van het CBS gebruikt om tot de exposures voor die jaren te komen. De gebruikte data voor de oversterfteterm is verder beschreven in paragraaf 2.2.

Appendices

Appendix A

AG2024 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 $t \in T = \{2022, 2023, \dots, 2200\}$. 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 2200 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-Lee⁹ model:

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

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

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

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

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

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

waarbij θ^g , a^g , en c^g parameters en ϵ_t^g en δ_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 4×4 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}_{2022}^g en \mathfrak{x}_{2023}^g volgen uit een gekalibreerd weekmodel dat we later in deze Appendix zullen bespreken, terwijl we voor $t \geq 2024$ veronderstellen

$$\mathfrak{x}_t^g = \mathfrak{x}_{2023}^g \eta^{t-2023},$$

met η een parameter. Verschillende waarden van de parameter η 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 $t \geq 2024$ convergeert naar 0, dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covid-periode verdwijnt, met een halfwaardetijd gelijk aan $\ln(1/2)/\ln(\eta)$. De CSO heeft voor dit scenario gekozen in de prognose AG2024 met de waarde $3/4$ voor η en dus wordt de halfwaardetijd gelijk aan 2,4 jaar.
- De waarde $\eta = 1$ correspondeert met het scenario '**structureel**': de waarde van \mathfrak{x}_t^g voor $t \geq 2024$ blijft gelijk aan \mathfrak{x}_{2023}^g , dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covid-periode verdwijnt niet.
- De waarde $\eta = 0$ correspondeert met het scenario '**incidenteel**': de waarde van \mathfrak{x}_t^g voor $t \geq 2024$ is gelijk aan 0, dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covid-periode verdwijnt direct na 2023.

3 'Best estimate' sterftetekansen en levensverwachting

De 'best estimate' sterftetekansen 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 κ_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 κ_t^g die verkregen worden door voor alle toekomstige t de waarden $Z_t = (\epsilon_t^M, \epsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V)'$ 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 $x \in X = \{0,1,2, \dots, 120\}$.

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 Kalibratie pre-covid 'force of mortality'

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 sterftecijfers 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.

De volgende stappen worden separaat doorlopen voor de beide geslachten $g \in \{M, V\}$ om $\mu_x^{g,pre-cov}(t)$ 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 aan¹⁰ dat $D_{x,t}^{g,EU}$ een Poisson-verdeling heeft met gemiddelde $E_{x,t}^{g,EU} \mu_x^{g,pre-cov,EU}(t)$ en dat $\mu_x^{g,pre-cov,EU}(t) = e^{A_x^g + B_x^g K_t^g}$. 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:

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

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 α_x^g , β_x^g en κ_t^g te bepalen, via

$$\max_{\{\alpha_x^g, \beta_x^g, \kappa_t^g\}} \prod_{x \in X^0} \prod_{t \in T^*} \frac{\left(E_{x,t}^{g,NL} \mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t) \right)^{D_{x,t}^{g,NL}} \exp\left(-E_{x,t}^{g,NL} \mu_x^{g,\text{pre-cov}}(t)\right)}{D_{x,t}^{g,NL}!},$$

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 κ_t^g over $t \in T^*$ en β_x^g over $x \in X^0$ respectievelijk 0 en 1 te laten zijn.

- In de derde stap wordt gebruik gemaakt van schattingen van de tijdreeksen, $\{(\hat{K}_t^M, \hat{K}_t^V)'\} | t \in T^0\}$ en $\{(\hat{\kappa}_t^M, \hat{\kappa}_t^V)'\} | t \in T^*\}$, 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 Ψ 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 $t = 1983, \dots, 2018$

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

Vervolgens worden C en Ψ 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 2×2 submatrix bestaande uit de eerste twee kolommen en rijen van C .

5 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 van Kannisto¹¹, 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

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

6 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.

7 Gebruikte dataset voor de kalibratie over 2022 en 2023

We bespreken nu de modellering voor de jaren 2020 tot en met 2023. Zoals aangegeven in hoofdstuk Data zijn de gegevens voor jaren 2020 en 2021 niet gebruikt in de kalibratie van de oversterfteterm. Dit betekent dat geen modelfit beschikbaar is voor deze jaren. De data voorafgaand aan jaren 2022 en 2023 zijn wel gebruikt in de kalibratie van de prognosetafel, en voor deze jaren is een modelfit beschikbaar. Die wordt hieronder beschreven.

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 $t = 2022$ en $t = 2023$. 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 $t = 2022$ en $t = 2023$, $o_x^g(t)$ 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 sterftecijfers per week en per individuele leeftijd over de jaren 2016 tot en met 2023. 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 2022 en 2023 worden vervolgens gebruikt om het weekmodel voor die jaren te kalibreren. Daarvoor zijn ook de exposures van 2022 en 2023 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 .¹² Daarmee bepalen we voor $t = 2022$ en $t = 2023$ en voor $w \in W_{2022} = \{0, \dots, 52\}$ en $w \in W_{2023} = \{0, \dots, 52\}$:

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

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.

12 – Zie <https://opendata.cbs.nl/#/CBS/nl/dataset/85721NED/table?ts=1716895484058>

8 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 $t = 2022$ en $t = 2023$ 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 $w \in W_{2022} = \{0, \dots, 52\}$ en $w \in W_{2023} = \{0, \dots, 52\}$ is verdeeld. We bepalen hiervoor de historisch waargenomen totale sterfte voor de weken¹³ $w \in \{1, \dots, 52\}$ 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 Φ , die

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

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 Matlab routine `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 $\Phi(0) = \Phi(53) = \frac{\Phi(52) + \Phi(1)}{2}$. We bepalen dan

$$\varphi_{w,t} = \frac{\Phi(w)}{\sum_{u \in W_t} \Phi(u) \cdot N_{w,t} / \sum_{u \in W_t} N_{w,t}} = \frac{\Phi(w) \cdot \sum_{u \in W_t} N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} \Phi(u) \cdot N_{w,t}}.$$

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 $t = 2022$ en $t = 2023$ te schatten, via

$$\max_{\{\mathfrak{B}_x^g, \mathfrak{R}_{w,2022}^g, \mathfrak{R}_{w,2023}^g\}} \prod_{x \in X^*} \prod_{t \in \{2022, 2023\}} \prod_{w \in W_t} \frac{(E_{x,w,t}^g \mu_{x,w}^g(t))^{D_{x,w,t}^g} \exp(-E_{x,w,t}^g \mu_{x,w}^g(t))}{D_{x,w,t}^g!},$$

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 \mathfrak{X}_t^g voor $t = 2022$ en $t = 2023$ en de bijbehorende $\mathfrak{B}_x^g, x \in X^*$.

We bepalen eerst $\tilde{\mathfrak{X}}_t^g$ door te stellen voor $t = 2022$ en $t = 2023$

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

13 – 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.

Door een logaritme te nemen aan beide zijden, 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

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

We bepalen vervolgens $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$ door overleving over de gehele jaren 2022 en 2023 gelijk te stellen aan de overleving over alle weken binnen de jaren 2022 en 2023:

$$\begin{aligned} \prod_{t=2022}^{2023} \exp \left(-\hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t) e^{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_t^g} \right) \\ = \prod_{t=2022}^{2023} \prod_{w \in W_t} \exp \left(-\frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} \hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t) \varphi_{w,t} e^{\mathfrak{B}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_{w,t}^g} \right). \end{aligned}$$

Herschrijven geeft

$$\sum_{t=2022}^{2023} \hat{\mu}_x^{g,\text{pre-covid}}(t) \sum_{w \in W_t} \frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in W_t} N_{u,t}} \left(e^{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_t^g} - \varphi_{w,t} e^{\mathfrak{B}_x^g \tilde{\mathfrak{x}}_{w,t}^g} \right) = 0.$$

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 $\tilde{\mathfrak{x}}_t^g$ via normalisatie

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

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

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 twee modelportefeuilles gehanteerd. De portefeuilles onderscheiden zich in geslacht (man en vrouw) en hebben een (naar voorziening) gemiddelde gewogen leeftijd van 55 jaar.

De modelportefeuilles kennen levenslang oudedagspensioen en levenslang partnerpensioen.

Bij mannen staan de rechten die voortkomen uit mannelijke deelnemers (dus inclusief de weduwen) en bij vrouwen staan de rechten die voortkomen uit vrouwelijke deelnemers (dus inclusief de weduwnaars).

	Mannen		
Lft	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)
30	1.500	1.050	-
40	8.500	5.950	1.000
50	15.000	10.500	2.000
60	15.000	10.500	2.000
70	8.500	5.100	500
80	3.500	1.750	150
90	500	200	-

Tabel B.1 – Opgebouwde rechten per pensioensoort voor modelportefeuille mannen

	Vrouwen		
Lft	OP (65)	PP (lat.)	PP (ing.)
30	2.500	1.750	-
40	7.500	5.250	100
50	12.500	8.750	250
60	10.000	7.000	250
70	7.500	2.250	100
80	5.000	1.000	-
90	1.000	100	-

Tabel B.2 – Opgebouwde rechten per pensioensoort voor modelportefeuille vrouwen

Modelportefeuille premie

Voor het effect op de premie zijn onderstaande modelportefeuilles gehanteerd. Er is uitgegaan van opbouwen van ouderdomspensioen en partnerpensioen. In Tabel B.3 is de opbouw in enig jaar per leeftijd opgenomen.

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

Tabel B.3 – Opbouw per pensioensoort voor modelportefeuilles premie

Voor het risicopartnerpensioen is uitgegaan van de toekomstige dienstjaren (pensionering op 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 AG2024 met startjaar 2025
- Leeftijdscorrecties en/of ervaringssterfte: geen
- Rekenrente: 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 ouderdomspensioen 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 ouderdomspensioen 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 ouderdomspensioen (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 C

Literatuur en gehanteerde data

Literatuur

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

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 (2022). Prognosetafel AG2022. Langer leven in onzekere tijden. Koninklijk Actuarieel Genootschap.

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

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

RIVM (2024). Feiten en cijfers griep. <https://www.rivm.nl/griep-grieprik/feiten-en-cijfers>

RIVM (2024). Meeste mensen hebben lokale antistoffen tegen coronavirus. <https://www.rivm.nl/nieuws/meeste-mensen-hebben-lokale-antistoffen-tegen-coronavirus>.

Stoeldraijer, L., Feijten, P., & van Duin, C. (2023, 12 15). Bevolkingsprognose 2023–2070: minder geboorten, meer migratie.

Weekdata voor sterfte vanuit CBS voor jaren 2020–2023

Gehanteerde data

Voor het modelleren van de sterfte tot en met 2019 in alle landen is gebruik gemaakt van de databases van HMD¹³. De data uit HMD is op 27 februari 2024 gedownload. Tabel C.1 geeft per geografisch gebied aan welke HMD-versie als input is gehanteerd.

Land	HMD-versie
België	2023.11.14
Denemarken	2023.03.12
Finland	2023.06.14
Frankrijk	2023.09.13
Duitsland	2022.06.03
IJsland	2024.04.24
Ierland	2022.06.12
Luxemburg	2023.08.09
Nederland	2023.10.06
Noorwegen	2023.04.03
Oostenrijk	2021.03.30
Zweden	2023.04.03
Verenigd Koninkrijk	2023.11.28
Zwitserland	2023.08.09

Tabel C.1 – Databronnen AG2024 voor waarnemingsjaren tot en met 2019

De gebruikte dataset tot en met 2019, in de vorm van sterfteaantallen en exposures voor zowel Nederland als de groep van gebruikte West-Europese landen, is terug te vinden op de website van het AG.

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 per week en naar leeftijd in Nederland voor de jaren 2022 en 2023. Tevens hebben we populatiegegevens per maand van het CBS¹⁴ gebruikt om tot de exposures voor die jaren te komen.

De data voor weeksterfte in Nederland in 2022 en 2023 is niet op de website van het AG gepubliceerd, omdat dit een maatwerkopdracht van het CBS betreft.

13 – <http://www.mortality.org/>

14 – Exposures-to-Risk (P-waarden), gedownload op 22 april 2024:
<https://opendata.cbs.nl/#/CBS/nl/dataset/85721NED/table?ts=1716895484058>

Appendix D

Commissie & Werkgroep

De Prognosetafel AG2024 is vastgesteld door de Commissie Sterfte Onderzoek, na uitgebreide analyses en voorbereidend werk van de Werkgroep Prognosetafels. Alle berekeningen van de werkgroep zijn onafhankelijk gevalideerd om de kwaliteit van de uitkomsten te kunnen waarborgen. Daarnaast heeft de Raad van advies de Commissie Sterfte Onderzoek bijgestaan.

Commissie Sterfte Onderzoek (CSO)

De CSO bestaat medio 2024 uit de volgende leden:

- drs. A.Th. (Sander) Biesma AAG RC RBA, voorzitter
- F. (Frank) van Berkum PhD
- drs. C.A.M. (Corné) van Iersel AAG CERA, secretaris
- C.C.A. (Carlo) Jonk MSc AAG
- M.J.A. (Marieke) Klein MSc AAG
- drs. J. (Hans) de Mik CFA AAG, vice-voorzitter
- J.I. (Janinke) Tol MSc AAG
- drs. J.C. (Joost) van Valkengoed
- ir. R.E.J.M. (Raymond) Waucomont AAG
- M.A. (Menno) van Wijk MSc AAG
- ir. drs. M.R. (Marco) van der Winden AAG MBA

Werkgroep Prognosetafels

De Werkgroep Prognosetafels bestaat medio 2024 uit de volgende leden:

- C.J. (Mélanie) de Looze MSc AAG
- Ir. drs. C.C. (Carry) Mout AAG
- B. (Brian) Möllenkamp MSc
- Z.X.S. (Zeus) Paraguas MSc
- M.P.G.W. (Max) Thönissen MSc FRM
- J.I. (Janinke) Tol MSc AAG, voorzitter
- D.L. (Dylan) van Westen MSc AAG

Raad van advies

De Raad van advies bestaat medio 2024 uit de volgende leden:

- prof. dr. B.(Bertrand) Melenberg
- prof. dr. ir. M.H. (Michel) Vellekoop

 Koninklijk Actuarieel Genootschap
PROGNOSETAFEL AG 2024



Uitgave

Koninklijk Actuarieel Genootschap
Groenewoudsedijk 80
3528 BK Utrecht
telefoon 030 686 61 50
website www.actuarieelgenootschap.nl

Vormgeving

Stahl Ontwerp

Druk

De Mediagraaf