



Uiteindelijk zijn het niet de jaren in je leven die tellen – het is het leven in je jaren.



Inhoud

Samenvatting – 3

1 Uitkomsten nieuwe prognosetafel – 5

- 1.1. Wijzigingen van AG2024 naar AG2026 – 6
- 1.2. Ontwikkeling levensverwachtingen – 7
- 1.3. Effecten op sterftekansen – 9
- 1.4. Effecten op cohort- en periodelevensverwachting – 12
- 1.5. Effecten op voorziening pensioenportefeuille – 13
- 1.6. Effecten op inkoopfactoren – 14
- 1.7. Prognose in perspectief – 15

2 Het prognosemodel – 19

- 2.1. Modelcriteria – 20
- 2.2. Ontwikkelingen in sterfte sinds de COVID-19 pandemie – 20
- 2.3. Analyses uitgevoerd na publicatie AG2024 – 24
- 2.4. Modelaanpassingen vanuit AG2024 naar AG2026 – 25

3 Data – 34

- 3.1. Europese sterftedata: geselecteerde landen – 34
- 3.2. Gegevensbereik – 36

Appendices – 38

- Appendix A – AG2026 modelbeschrijving – 39
- Appendix B – Modelportefeuilles – 51
- Appendix C – Literatuur en gehanteerde data – 54
- Appendix D – Commissie, werkgroep en raad van advies – 56

De subtitel luidt: Uiteindelijk zijn het niet de jaren in je leven die tellen – het is het leven in je jaren. Zelfs de toeschrijving van een citaat kan onzeker zijn – laat staan de projectie van menselijke levensduur. Deze uitspraak wordt vaak toegeschreven aan Abraham Lincoln, maar is hoogstwaarschijnlijk een voorbeeld van witwassen van citaten, waarbij aansprekende uitspraken zonder verifieerbare bron aan prominente personen worden gekoppeld.

Samenvatting

Iedere twee jaar stelt de Commissie Sterfte Onderzoek (CSO) namens het Koninklijk Actuarieel Genootschap een prognosetafel vast die inzicht geeft in de toekomstige levensverwachting van de Nederlandse bevolking. De prognosetafel wordt in het bijzonder gebruikt door financiële instellingen die levensverzekerings- en pensioenproducten aanbieden aan hun klanten. Een goede inschatting is van belang zodat deze instellingen voldoende geld reserveren om de toekomstige uitkeringen na te kunnen komen. Ook kan de prognosetafel worden gebruikt voor de vaststelling van inkoopfactoren voor pensioenuitkeringen.

De prognosetafel gebruikt historische sterftedata van Nederland en Europese landen met een vergelijkbare welvaart. Sinds 2020 is in de sterftedata sprake van oversterfte, mede door directe en indirecte gevolgen van de COVID-19 pandemie. Voor de publicaties van Prognosetafel AG2022 en AG2024 werd besloten om voor de langetermijntrend uit te gaan van de Europese data tot en met 2019 voordat COVID-19 zijn intrede deed. De sterfte die volgde uit deze pre-covidprognose werd gecorrigeerd met een oversterfteterm die de oversterfte in Nederland reflecteerde. Deze oversterfteterm werd separaat gemodelleerd met aannames over het toekomstige verloop van de oversterfte. In het model voor Prognosetafel AG2026 is voor een soortgelijke aanpak gekozen.

Ten aanzien van de Europese data onderliggend aan de pre-covidprognose in Prognosetafel AG2026 is een data-update voor de jaren tot en met 2019 van toepassing, omdat de brondata (Human Mortality Database) met terugwerkende kracht zijn bijgewerkt. Verder is de pre-covidmodelspecificatie op één punt aangepast. Om de aansluiting van de prognose op de sterftewaarnemingen in de jaren voor 2020 te verbeteren, is ervoor gekozen om de methode te wijzigen waarmee het startpunt van de pre-covidprognose wordt bepaald. De prognose start nu vanuit sterftekansen direct afgeleid uit de waargenomen sterfte. Deze aanpassing van het startpunt convergeert op termijn naar de pre-covidprognose zonder deze aanpassing.

Sinds de laatste publicatie in september 2024 is twee jaar aan nieuwe sterftedata van de Nederlandse bevolking beschikbaar. Daaruit is gebleken dat er nog steeds oversterfte zichtbaar is, meer bij vrouwen dan bij mannen, en dat deze oversterfte hoger is dan twee jaar geleden werd verondersteld. Voor het inschatten van de oversterfte in Prognosetafel AG2026 is, net als in AG2024, gekeken naar de jaren sinds 2022. Dit betekent dat de jaren 2024 en 2025 aan de data zijn toegevoegd. Daarnaast worden in Prognosetafel AG2026 de oversterftetermen op alle leeftijden toegepast, waar dit in AG2024 alleen voor leeftijden hoger dan 55 jaar het geval was. Deze aanpassing doet recht aan geobserveerde oversterfte voor lagere leeftijden.

In AG2024 werd verondersteld dat oversterfte met ongeveer 25% per jaar zou afnemen. Door de actuele sterfteontwikkelingen gecombineerd met een evaluatie van verschillende scenario's heeft de CSO besloten om de toekomstige ontwikkeling van oversterfte aan te passen. In tegenstelling tot vorige publicaties, waar werd verondersteld dat de oversterfte op termijn helemaal uitdooft, is in Prognosetafel AG2026 verondersteld dat 25% van de oversterfte blijvend is en dat het bovendien langere tijd duurt voor dit niveau is bereikt door de uitlopfactor van de oversterfte te verlagen van 25% naar 5%.

Deze wijzigingen hebben zowel effect op sterftetekansen op korte termijn als de ontwikkeling van de levensverwachtingen op de (middel)lange termijn. De levensverwachting stijgt nog steeds, maar minder hard dan in AG2024 werd verwacht. Als we de prognose van AG2024 vergelijken met AG2026 dan daalt de cohortlevensverwachting bij geboorte in 2027 met ongeveer 4 maanden voor zowel mannen als vrouwen. De cohortlevensverwachting op leeftijd 65 daalt bij mannen en vrouwen met respectievelijk 3 maanden en 7 maanden. Door de nieuwe prognosetafel daalt een gemiddelde inkoopfactor voor ouderdoms- en partnerpensioen rond de pensioenleeftijd met ongeveer 1,0% voor mannen en 1,5% voor vrouwen. De voorziening van een gemiddelde pensioenportefeuille daalt met ongeveer 0,9% voor mannen en 1,4% voor vrouwen.

1

Uitkomsten nieuwe prognosetafel

In dit hoofdstuk worden de wijzigingen van Prognosetafel AG2024 (hierna: AG2024) naar Prognosetafel AG2026 (hierna: AG2026) toegelicht. Daarna wordt het effect van de nieuwe prognosetafel op eenjarige sterftekansen, levensverwachtingen, voorziening gemiddelde modelportefeuille pensioenaanspraken en inkoopfactoren voor ouderdoms- en partnerpensioen getoond. Ook wordt AG2026 vergeleken met de historische ontwikkelingen, AG2024 en de laatste prognose van het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS2025–2070).

1.1 Wijzigingen van AG2024 naar AG2026

Om tot AG2026 te komen, zijn ten opzichte van AG2024 verschillende wijzigingen doorgevoerd. Het prognosemodel bestaat in grote lijnen uit de pre-covidprognose, gebaseerd op sterftedata tot en met 2019, en de oversterftemodellering. In beide componenten zijn wijzigingen doorgevoerd in het model en de gehanteerde data.

Het prognosemodel en de technische wijzigingen van AG2024 naar AG2026 worden in detail toegelicht in hoofdstuk 2. De wijzigingen van AG2024 naar AG2026 zijn op hoofdlijnen als volgt.

1. Pre-covidprognose

- a. **Update data Europa:** De Europese data in de HMD worden regelmatig met terugwerkende kracht aangepast. Bij de vaststelling van AG2026 is gebruik gemaakt van de bijgewerkte sterftedata uit de HMD voor de geselecteerde Europese landen over de periode 1970 tot en met 2019.
- b. **Modelwijziging startpunt prognose:** Voor bepaalde leeftijdsgroepen was de aansluiting van sterftekansen volgens het model bij recente waarnemingen minder goed dan gewenst. Daarom is ervoor gekozen om de pre-covidprognose in 2019 te laten starten vanuit een startpunt dat is afgeleid uit de waargenomen sterfte. Vervolgens krijgt de aanpassing van dit startpunt steeds minder gewicht in de prognose, waardoor na 25 jaar weer uitgegaan wordt van de pre-covidprognose zonder aanpassing van het startpunt.

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 COVID-19 pandemie (tot en met 2019).

2. Oversterftemodellering

- a. **Update oversterftetermen:** Voor de oversterftetermen zijn de jaren 2024 en 2025 toegevoegd. Er wordt nu uitgegaan van 2022 tot en met 2025. Daarnaast zijn er ook oversterftetermen geïntroduceerd voor de leeftijden onder 55 jaar, omdat ook op jongere leeftijden substantiële oversterfte waarneembaar is. Tot en met leeftijd 40 wordt een vlakke parameter per geslacht gehanteerd ter beperking van volatiliteit door het lage aantal (sterfte)waarnemingen voor deze leeftijden.
- b. **Aanpassing ontwikkeling oversterfte:** De toekomstige ontwikkeling van de oversterfte is gewijzigd van volledige uitdoving met een uitlopfactor van 25% per jaar naar een alternatief scenario met 25% blijvende oversterfte en een verlaagde uitlopfactor van 5% per jaar van het niet-blijvende deel van de oversterfte.

Door de aanpassingen van de pre-covidprognose is er een betere aansluiting van sterftekansen met recente waarnemingen, voor alle leeftijdsgroepen. Met het wijzigen van het oversterftescenario heeft de CSO getracht recht te doen aan de waarschijnlijkheid van verschillende scenario's en recente ontwikkelingen in geobserveerde sterfte na 2019.

1.2 Ontwikkeling levensverwachtingen

Definities van levensverwachting

In deze publicatie wordt onderscheid gemaakt tussen twee soorten levensverwachting:

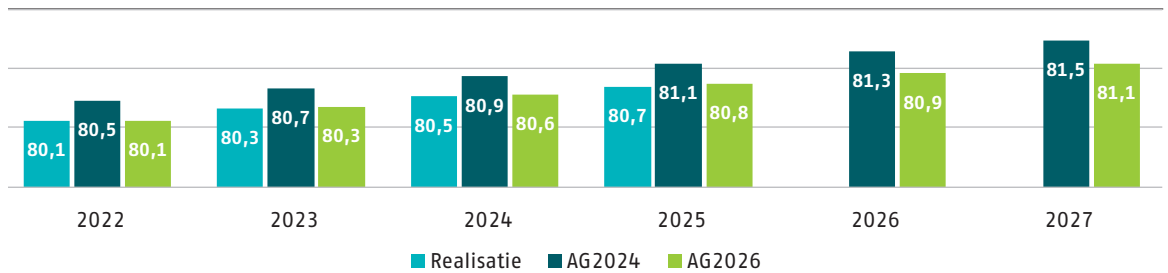
- **Periodelevensverwachting:** deze is gebaseerd op de sterftekansen in één kalenderjaar en houdt daarmee geen rekening met een verdere wijziging van de sterftekansen in de toekomst.
- **Cohortlevensverwachting:** deze houdt rekening met verwachte toekomstige sterfteontwikkelingen. Wanneer de cohortlevensverwachting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

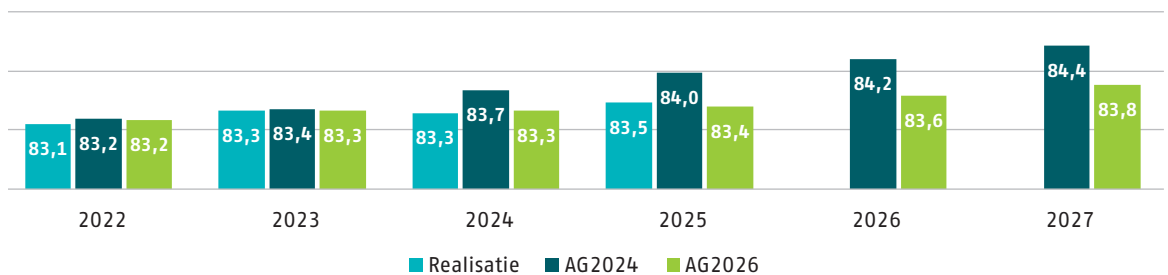
De cohortlevensverwachting is bij een verwachte daling van de sterftekansen hoger dan de periodelevensverwachting en geeft aan hoe oud mensen kunnen worden wanneer rekening wordt gehouden met verwachte toekomstige sterfteontwikkelingen.

Figuur 1.1 toont de AG2026- en AG2024-prognose van de periodelevensverwachtingen voor de jaren 2022 tot en met 2027 en laat voor de jaren tot en met 2025 zien hoe deze zich verhouden tot de gerealiseerde levensverwachtingen. Hiervoor wordt steeds gebruik gemaakt van de periodelevensverwachting, omdat daarmee vergelijkingen kunnen worden gemaakt met de gerealiseerde levensverwachtingen in een specifiek waarnemingsjaar.

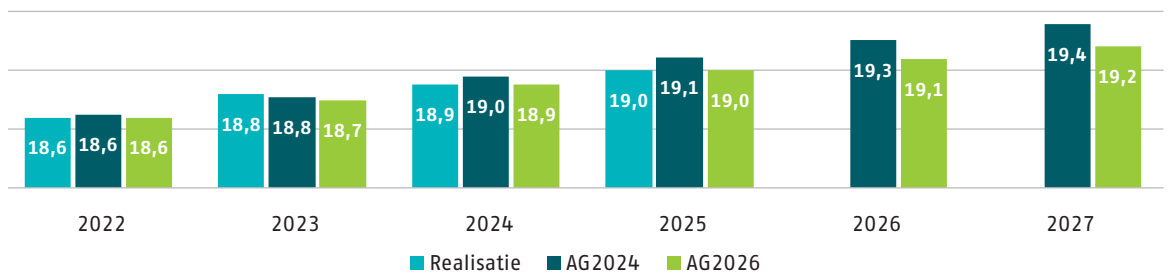
Periodelevensverwachting - 0-jarige man



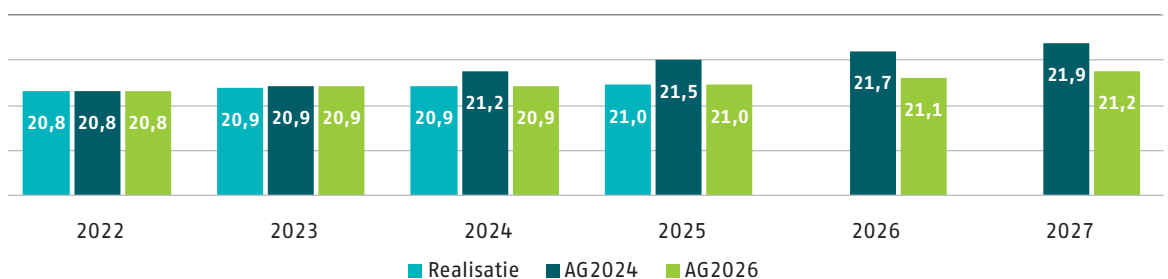
Periodelevensverwachting - 0-jarige vrouw



Periodelevensverwachting - 65-jarige man



Periodelevensverwachting - 65-jarige vrouw



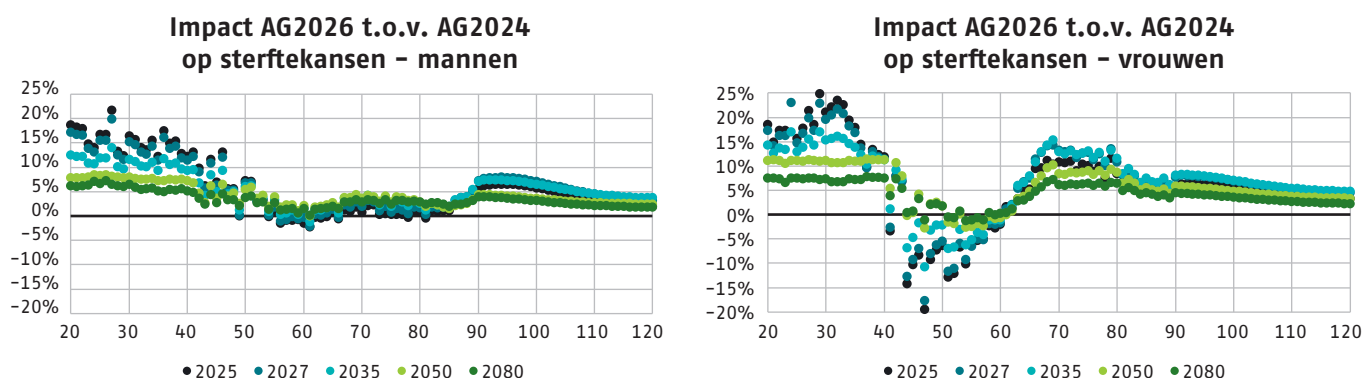
Figuur 1.1 – Periodelevensverwachting bij geboorte en op leeftijd 65 jaar voor mannen en vrouwen.

De gerealiseerde levensverwachtingen voor 65-jarigen in 2022 en 2023 liggen in lijn met AG2024, omdat in AG2024 de oversterftetermen voor leeftijden 55 en hoger gebaseerd waren op data van die jaren. Voor 0-jarigen is de aansluiting van de levensverwachting volgens AG2026 met de realisatie verbeterd door het modelleren van oversterftetermen voor de leeftijden onder 55 jaar.

Doordat de oversterftetermen in de AG2024-prognose uitliepen met 25% per jaar, werd voor 2024 en verder een snellere stijging van de levensverwachting verwacht. De realisatie laat echter zien dat in 2024 en 2025 de levensverwachting lager is dan werd verwacht in de AG2024-prognose. Het effect van oversterfte op de levensverwachting lijkt minder snel, niet, of niet geheel uit te doven ten opzichte van de verwachting in de AG2024-prognose. Daarom is de toekomstige ontwikkeling van de oversterfte aangepast. Hierdoor stijgt de levensverwachting in de AG2026-prognose minder snel dan in de AG2024-prognose.

1.3 Effecten op sterftekansen

In deze paragraaf worden de effecten van de wijzigingen op de sterftekansen getoond, waarbij specifiek naar de eenjarige sterftekansen wordt gekeken. Deze impact geeft ook een indicatie van het effect op voorzieningen en uitkeringen voor overlijdensrisico- en uitvaartverzekeringen. Figuur 1.2 toont de impact op de sterftekansen van AG2026 ten opzichte van AG2024.



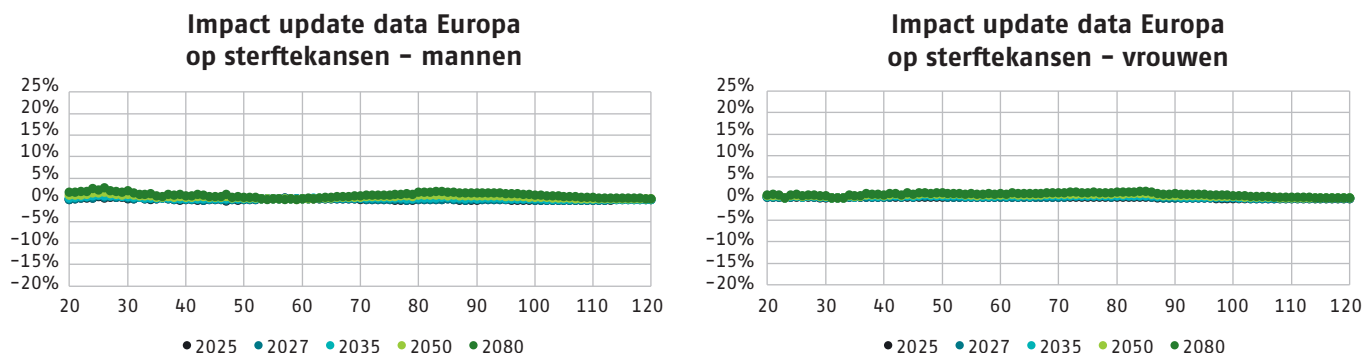
Figuur 1.2 – Verschillen in sterftekansen mannen en vrouwen AG2026 ten opzichte van AG2024.

Van AG2024 naar AG2026 stijgen de sterftekansen bij mannen voor bijna alle leeftijden met name door aanpassingen in de oversterftemodellering. Tussen de 50 en de 90 jaar is de stijging beperkt. Bij vrouwen stijgen de sterftekansen onder de 40 jaar en boven de 60 jaar. Deze stijging komt ook met name door aanpassingen in de oversterfte-modellering. Tussen de leeftijden 40 en de 60 valt op dat de sterftekansen bij vrouwen overwegend zijn gedaald. Dit komt doordat het startpunt van de pre-covidprognose is aangepast en er in deze groep sprake is van ondersterfte. Doordat de oversterftetermen langzamer en niet geheel uitdoven, stijgen de sterftekansen voor beide geslachten in de verdere toekomst ook.

In het vervolg van deze paragraaf worden de effecten per stap steeds ten opzichte van voorgaande stap getoond om de resultaten nader te duiden.

Stap 1a: Update data Europa

De eerste stap is de update van de Europese data tot en met 2019. De volgende figuur toont de impact hiervan op de sterftekansen ten opzichte van AG2024.

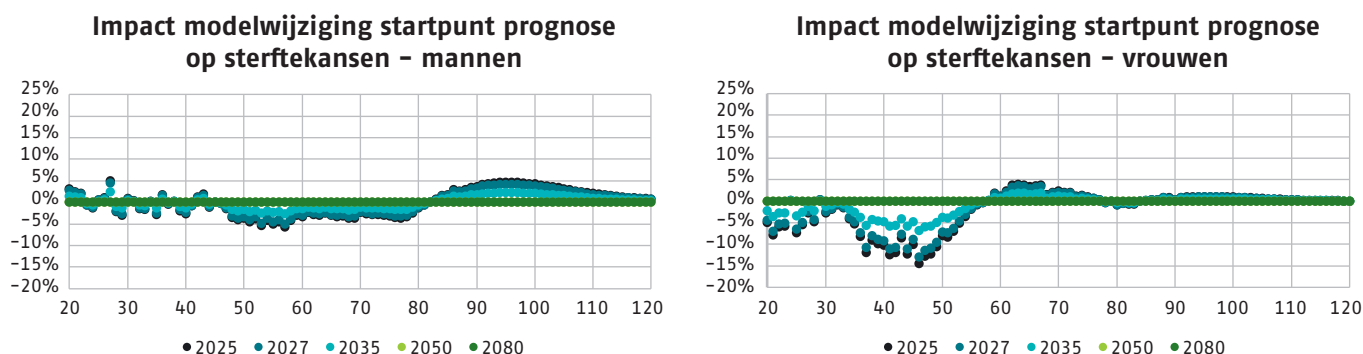


Figuur 1.3-1a – Verschillen in sterftekansen mannen en vrouwen door update data Europa (stap 1a).

Door de update van de Europese data wordt de langetermijntrend licht bijgesteld. Daarom stijgen de sterftekansen structureel, met name op de (middel)lange termijn, waardoor de cohortlevensverwachting bij geboorte daalt (zie paragraaf 1.3).

Stap 1b: Modelwijziging startpunt prognose

Om het pre-covidmodel beter aan te laten sluiten op de waargenomen sterfte van de laatste jaren tot en met 2019 is het startpunt aangepast. De volgende figuur toont de impact van deze wijziging op de sterftekansen ten opzichte van stap 1a.

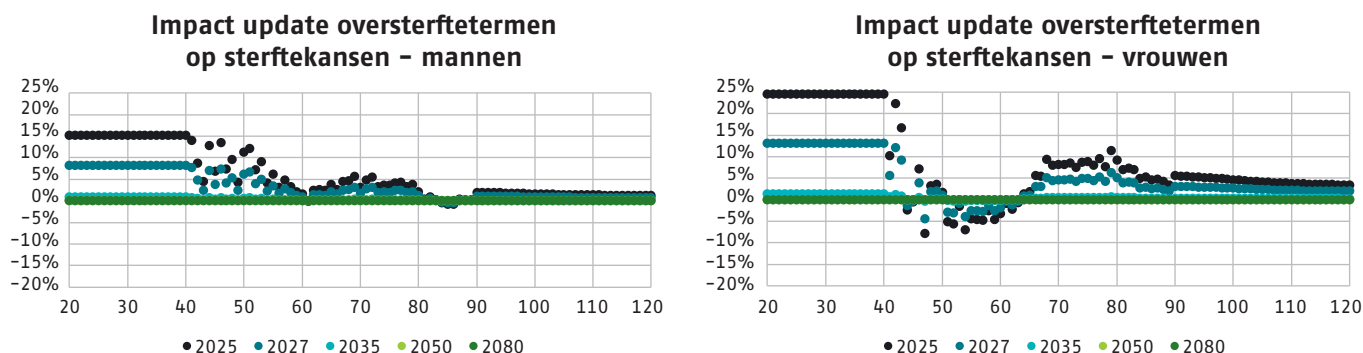


Figuur 1.3-1b – Verschillen in sterftekansen mannen en vrouwen door modelwijziging startpunt prognose (stap 1b).

Voor de sterftekansen van vrouwen rond 40 tot 50 jaar zijn op de korte termijn verlaagd door deze modelwijziging. Bij mannen rond 50 tot 80 jaar zien we een lichte verlaging van de sterftekansen. Op hogere leeftijden zien we vooral bij mannen, maar ook bij vrouwen, dat de sterftekansen licht zijn gestegen. Door de terugkeer in 25 jaar naar de pre-covidprognose zonder aanpassing van het startpunt, heeft deze wijziging geen impact op de sterftekansen verder in de toekomst.

Stap 2a: Update oversterftetermen

De volgende stap is het updaten van de oversterftetermen. Naast het toevoegen van de jaren 2024 en 2025 aan de data waarop de oversterftetermen worden gebaseerd, worden de oversterftetermen nu uitgebreid met leeftijden onder 55 jaar. De volgende figuur toont de impact van deze wijzigingen in oversterftetermen op de sterftekansen ten opzichte van stap 1b.

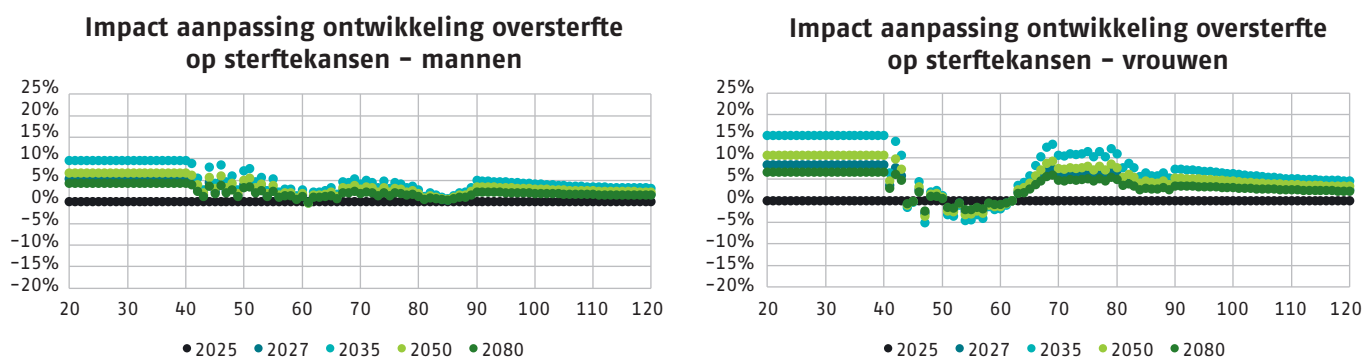


Figuur 1.3-2a – Verschillen in sterftekansen mannen en vrouwen door update oversterftetermen (stap 2a).

Tot en met leeftijd 40 wordt verondersteld dat de relatieve oversterfte constant is per geslacht. Vanaf leeftijd 41 tot en met leeftijd 90 wordt de relatieve oversterfte leeftijds- en geslachtsafhankelijk vastgesteld. De impact van oversterfte op leeftijden boven de 90 jaar neemt af met de leeftijd. Dit komt omdat op die leeftijden de sterftekansen dicht bij 1 liggen en de oversterfteterm daardoor minder invloed heeft. De update van de oversterftetermen leidt ertoe dat de sterftekansen voor de meeste leeftijden toenemen, met uitzondering van vrouwen rond leeftijd 50 tot 60 jaar. In die groep is een daling waar te nemen, doordat er voor die leeftijden sprake is van lichte ondersterfte ten opzichte van de pre-covidprognose (na modelwijziging startpunt).

Stap 2b: Aanpassing ontwikkeling oversterfte

In AG2024 werd verondersteld dat de oversterfte op termijn volledig verdwijnt. In AG2026 wordt aangenomen dat een deel van de oversterfte (25%) blijvend is. Ook wordt er een tragere afname verondersteld van het verdwijnende deel van de oversterfte van 25% naar 5% per jaar. De volgende figuur toont de impact van deze wijziging op de sterftekansen ten opzichte van stap 2a.



Figuur 1.3-2b – Verschillen in sterftekansen mannen en vrouwen door aanpassing ontwikkeling oversterfte (stap 2b).

In 2025 zijn de sterftetekansen gelijk aan de vorige stap omdat alleen de uitloop van de oversterftetermen in deze stap wordt aangepast. De tragere uitloop van de oversterfte in combinatie met een blijvend effect heeft tot gevolg dat de sterftetekansen voor de meeste leeftijden stijgen en structureel op een hoger niveau blijven ten opzichte van de vorige stap en daarmee ook ten opzichte van AG2024. Uitzondering hierop zijn de leeftijden waar ondersterfte is geobserveerd (leeftijden 40 tot 60 jaar bij vrouwen).

1.4 Effecten op cohort- en periodelevensverwachting

Om de impact van de wijzigingen van AG2024 naar AG2026 zoals benoemd in paragraaf 1.1 op de levensverwachtingen te kwantificeren, is per stap het effect bepaald. Tabel 1.1 en Tabel 1.2 tonen de impact van de wijzigingen op respectievelijk de cohort-levensverwachting en periodelevensverwachting voor zowel 0-jarige als 65-jarige mannen en vrouwen, voor startjaar 2027.

Cohortlevensverwachting	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2024	90,42	93,15	20,79	23,67
1a. Update data Europa	-0,13	-0,10	-0,05	-0,05
1b. Modelwijziging startpunt prognose	-0,06	-0,02	+0,06	-0,03
2a. Update oversterftetermen	-0,02	-0,03	-0,02	-0,02
2b. Aanpassing ontwikkeling oversterfte	-0,15	-0,23	-0,20	-0,49
AG2026	90,07	92,77	20,57	23,08

Tabel 1.1 – Effect van aanpassen prognosetafel op cohortlevensverwachting voor 0-jarige en 65-jarige. De som van de beginstand plus de impact van de wijzigingen sluit niet altijd exact aan bij de eindstand vanwege afrondingsverschillen.

Periodelevensverwachting	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2024	81,46	84,42	19,39	21,89
1a. Update data Europa	-0,01	-0,03	+0,00	-0,02
1b. Modelwijziging startpunt prognose	+0,04	+0,01	+0,04	-0,04
2a. Update oversterftetermen	-0,20	-0,30	-0,09	-0,25
2b. Aanpassing ontwikkeling oversterfte	-0,20	-0,36	-0,13	-0,33
AG2026	81,08	83,75	19,21	21,25

Tabel 1.2 – Effect van aanpassen prognosetafel op periodelevensverwachting voor een 0-jarige en een 65-jarige. De som van de beginstand plus de impact van de wijzigingen sluit niet altijd exact aan bij de eindstand vanwege afrondingsverschillen.

In de Europese data hebben de aanpassingen tot gevolg dat er iets hogere sterfte-frequenties waren in de periode tot en met 2019. De mutaties hebben voornamelijk plaatsgevonden in de meest recente jaren, waardoor de langetermijntrend is bijgesteld. Dit leidt tot een daling van de sterftekansen op de langere termijn en dus tot een daling in de cohortlevensverwachting, terwijl in de periodelevensverwachting weinig impact zichtbaar is.

Het aanpassen van het startpunt heeft beperkte impact op de levensverwachtingen, door verschillende oorzaken. De wijziging heeft met name betrekking op lagere leeftijden, waar het aantal sterftegevallen laag is en een aanpassing dus een beperkte impact heeft op de levensverwachting. Daarnaast zijn er verschillende effecten over de leeftijden. Bij vrouwen daalt de sterfte tot ongeveer 60 jaar en stijgt daarna. Bij mannen daalt de sterfte tot aan 80 jaar en stijgt daarna. Deze effecten vallen deels tegen elkaar weg. Tot slot loopt de impact van de aanpassing van het startpunt uit in 25 jaar, waardoor er na 25 jaar geen verschil meer is.

De update van de oversterftetermen heeft beperkte invloed op de cohortlevensverwachting, omdat de oversterfte in deze stap nog volledig uitdooft. In de periodelevensverwachting is de impact goed zichtbaar in een negatieve bijstelling bij zowel mannen als vrouwen. Dat komt omdat in de toegevoegde jaren 2024 en 2025 sprake is van meer oversterfte dan in de AG2024-prognose. Dit is terug te zien in de levensverwachtingen in Figuur 1.1. De neerwaartse impact voor vrouwen is groter dan voor mannen doordat er bij vrouwen op hogere leeftijden in recente jaren sprake is van meer oversterfte dan bij mannen.

De impact van de aanpassing van de oversterftetermen en de ontwikkeling naar de toekomst wordt in de cohortlevensverwachting in de laatste stap zichtbaar. De toepassing van een scenario met 25% blijvende oversterfte en de aanpassing van de uitdooftfactor van het niet-blijvende deel van de oversterfte van 25% per jaar naar 5% per jaar zorgen voor hogere sterftekansen op de langere termijn. Daardoor heeft de aanpassing van de ontwikkeling van oversterfte een verlagend effect op de cohortlevensverwachting. Ook hier is de impact bij vrouwen groter dan bij mannen door de hogere oversterfte bij vrouwen. De periodelevensverwachting is ook lager door de langzamere uitdoving van de oversterfte. In de AG2024-prognose werd immers verwacht dat een deel van de oversterfte in 2027 al verdwenen zou zijn.

1.5 Effecten op voorziening pensioenportefeuille

Om de effecten op voorzieningen van overgang van AG2024 naar AG2026 in kaart te brengen, is de impact van de overgang naar de nieuwe prognosetafel doorgerekend op de voorziening van een gemiddelde pensioenportefeuille.

De gemiddelde portefeuille bevat naast een ouderdomspensioen (OP) ingaande op 65 jaar, een latent partnerpensioen en een ingegaan partnerpensioen (PP). In Appendix B zijn de beschrijving van de modelportefeuille en de overige gehanteerde aannames toegelicht.

Tabel 1.3 toont de effecten van overgang van AG2024 naar AG2026 op voorzieningen van de gemiddelde pensioenportefeuille.

Effect	Mannen	Vrouwen
VPV OP (65)	-0,9%	-1,8%
VPV Latent PP	-1,1%	+2,5%
VPV Ingegaan PP ¹	-0,9%	-0,5%
VPV Totaal	-0,9%	-1,4%

Tabel 1.3 – Impact op voorziening pensioenverplichtingen (VPV) tegen 3% rekenrente voor pensioenportefeuille van de overgang van AG2024 naar AG2026 (verschil AG2026 minus AG2024 uitgedrukt in procenten vanaf de waarde bepaald op basis van AG2024). Het gemiddelde van de afzonderlijke percentages vermeld bij de pensioenvormen OP en PP is niet gelijk aan het totaal omdat de bijdragen van de afzonderlijke pensioen-vormen aan het totaal verschillend zijn.

De overgang van AG2024 naar AG2026 heeft een verlagend effect op de totale voorziening van een gemiddelde pensioenportefeuille.

- De impact op de voorziening van levenslang ouderdomspensioen (OP) met pensioenleeftijd 65 is groter bij vrouwen dan bij mannen, omdat bij vrouwen de gemiddelde (cohort)levensverwachting, vooral bij 65-jarigen, meer is gedaald dan bij mannen.
- Doordat de levensverwachting bij vrouwen meer afneemt dan bij mannen is er een tegengesteld effect zichtbaar op de voorziening latent partnerpensioen (latent PP). Door de afname van de levensverwachting bij mannen gaat het partnerpensioen op het leven van de vrouw eerder in. De impact van het eerder eindigen van de uitkering door de lagere levensverwachting van vrouwen is echter groter en daardoor gaat de voorziening latent partnerpensioen bij mannelijke hoofdverzekerden omlaag. Bij vrouwelijke hoofdverzekerden is het effect omgekeerd.
- De impact bij ingegaan partnerpensioen (ingegaan PP) is bij mannen groter dan bij vrouwen omdat de weduwen (kolom 'Mannen') een grotere daling in de levensverwachting hebben dan de weduwnaars (kolom 'Vrouwen'). Dit is een vergelijkbare beweging als bij levenslang ouderdomspensioen.

1.6 Effecten op inkoopfactoren

Tabel 1.4 toont het effect van de overgang naar de nieuwe prognosetafel op inkoopfactoren voor ingegaan ouderdomspensioen (of partnerpensioen), latent partnerpensioen en de totaalimpact op het ingegaan ouderdomspensioen plus 70% latent partnerpensioen. Deze impact geeft een indicatie van het effect in een uitkeringscollectief in het nieuwe pensioenstelsel.

1 – Het effect op de VPV bij het ingegane partnerpensioen heeft betrekking op weduwen in de kolom 'Mannen' en weduwnaars in de kolom 'Vrouwen'.

Een lagere inkoopfactor betekent dat er voor elke euro kapitaal een hoger bedrag aan pensioen kan worden ingekocht. Het is gebruikelijk dat een deelnemer ofwel ouderdomspensioen inkoopt, ofwel ouderdomspensioen met latent partnerpensioen wanneer de deelnemer een partner heeft. Tevens is de kolom ouderdomspensioen ook toepasbaar voor direct ingaand partnerpensioen voor de nabestaande. De tabel toont de impact op de leeftijden 50 tot en met 90.

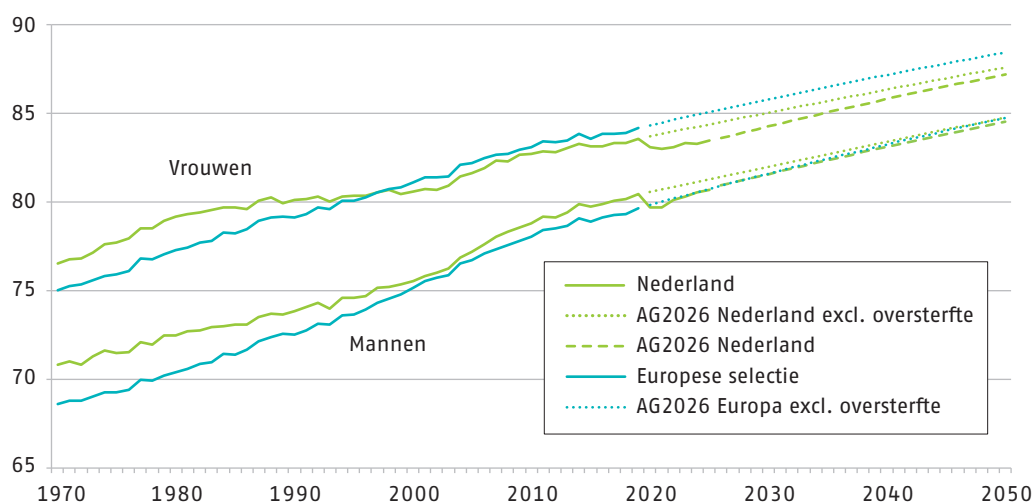
Lft	Mannen			Vrouwen		
	Ingegane uitkering OP	Latent PP	Ingegane uitkering OP + 70% latent PP	Ingegane uitkering OP	Latent PP	Ingegane uitkering OP + 70% latent PP
50	-0,4%	-0,0%	-0,4%	-0,5%	+0,6%	-0,4%
55	-0,5%	-0,6%	-0,5%	-0,8%	+2,5%	-0,7%
60	-0,6%	-1,2%	-0,7%	-1,3%	+4,8%	-1,0%
65	-0,7%	-1,8%	-0,9%	-1,9%	+6,7%	-1,4%
70	-0,9%	-2,7%	-1,2%	-2,4%	+6,3%	-1,8%
75	-1,0%	-3,4%	-1,6%	-2,9%	+4,4%	-2,3%
80	-1,6%	-3,7%	-2,2%	-3,3%	+0,5%	-3,0%
85	-3,1%	-3,4%	-3,2%	-4,1%	-4,2%	-4,1%
90	-5,8%	-3,3%	-5,0%	-5,7%	-6,3%	-5,8%

Tabel 1.4 – Impact op koopsomfactoren per leeftijd en geslacht van overgang van AG2024 naar AG2026 (verschil AG2026 minus AG2024 uitgedrukt in procenten van AG2024).

Het effect van de nieuwe prognosetafel op een gemiddelde inkoopfactor voor ouderdoms- en partnerpensioen bedraagt rond de pensioenleeftijd ongeveer -1,0% voor mannen en -1,5% voor vrouwen. De afname van de inkoopfactoren is het gevolg van de neerwaartse bijstelling van de levensverwachting voor zowel mannen als vrouwen. De afname wordt groter naarmate de leeftijd toeneemt, omdat zowel bij mannen vanaf ongeveer 80 jaar als bij vrouwen vanaf ongeveer 65 jaar sprake is van de grootste stijging in de sterftekansen, zie daarvoor ook Figuur 1.2.

1.7 Prognose in perspectief

In Figuur 1.4 wordt de ontwikkeling van de periodelevensverwachting bij geboorte weergegeven van 1970 tot en met 2050 voor Nederland en de selectie van Europese landen. Gerealiseerde waarden worden getoond tot en met 2019 voor de Europese selectie en tot en met 2025 voor Nederland. Dit betekent dat voor de Europese selectie het effect van oversterfte in recente jaren niet zichtbaar is. Vanaf 2020 toont de figuur de pre-covidprognose die direct uit het Li-Lee-model volgt (zonder aanpassing startpunt) voor zowel de Europese selectie als Nederland. Vanaf 2026 is de AG2026-prognose zichtbaar.

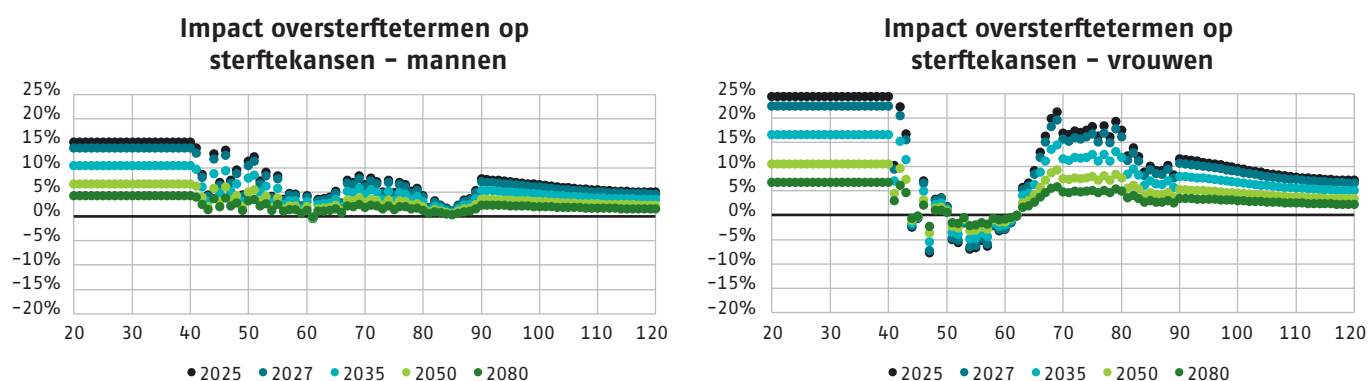


Figuur 1.4 – Periodelevensverwachting bij geboorte volgens AG2026-prognose en de pre-covidprognose van Nederland en geselecteerde Europese landen.

De gevolgen van de hogere sterfte in de jaren 2020 tot en met 2025 zijn zichtbaar in de ontwikkeling van de levensverwachting van Nederland. De periodelevensverwachting in 2025 ligt nabij het niveau van vóór de start van de COVID-19 pandemie in 2020 (voor vrouwen iets lager, voor mannen iets hoger). Het verschil tussen de pre-covidprognose (AG2026 excl. oversterfte) en de AG2026-prognose inclusief oversterfte is voor vrouwen groter dan voor mannen. Een deel van de oversterfte wordt blijvend verondersteld, waardoor de AG2026-prognose inclusief oversterfte, in tegenstelling tot voorgaande prognoses, niet meer geheel convergeert naar de pre-covidprognose.

De pre-covidprognose van de periodelevensverwachting van de Nederlandse vrouwen ligt, net als bij de vorige prognoses, onder die van de vrouwen in de geselecteerde Europese landen. De pre-covidprognose van de periodelevensverwachting van de Nederlandse mannen ligt, net als voorheen, boven die van mannen in de geselecteerde Europese landen.

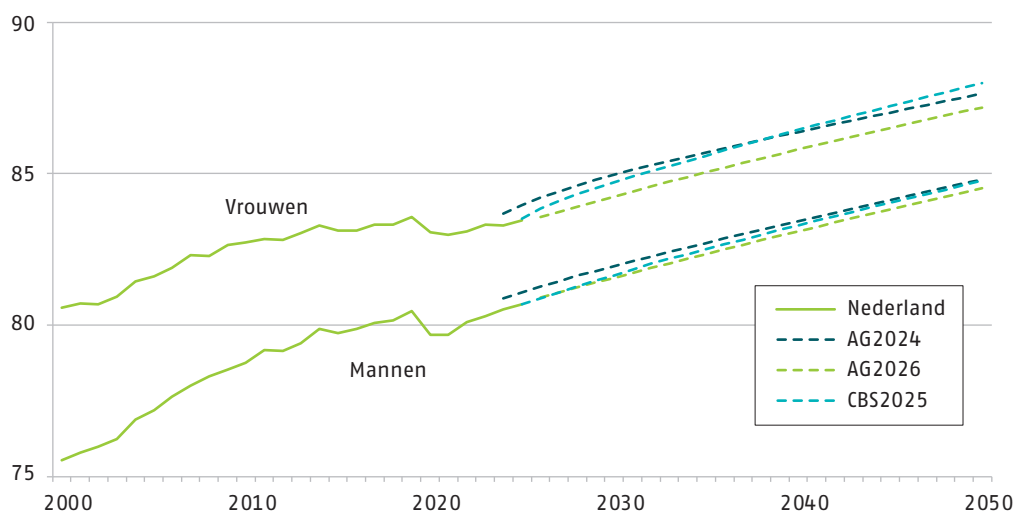
Figuur 1.5 toont de impact van de oversterftetermen op de pre-covidprognose van de sterftekansen in AG2026.



Figuur 1.5 – Impact oversterftetermen op pre-covidprognose van sterftekansen in AG2026.

Voor zowel mannen als vrouwen is in de AG2026-prognose bij de meeste leeftijds-groepen substantiële oversterfte opgenomen. Opvallend is dat er sprake is van ondersterfte bij vrouwen rond leeftijd 50 tot 60 jaar. Voor hogere leeftijden boven 60 jaar is de oversterfte in de AG2026-prognose bij vrouwen hoger dan bij mannen.

In Figuur 1.6 worden de ontwikkelingen van de periodelevensverwachting bij geboorte voor AG2024, AG2026 en CBS2025-2070 met elkaar vergeleken.



Figuur 1.6 – Ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte.

Zichtbaar is dat de AG2026-prognose neerwaarts is bijgesteld ten opzichte van de AG2024-prognose, voor zowel de korte termijn als de lange termijn. Ten opzichte van de CBS2025-prognose is te zien dat het CBS de levensverwachting zowel voor mannen als voor vrouwen hoger inschat. Voor vrouwen is het verschil groter dan voor mannen. Bij mannen is met name op korte termijn het verschil gering.

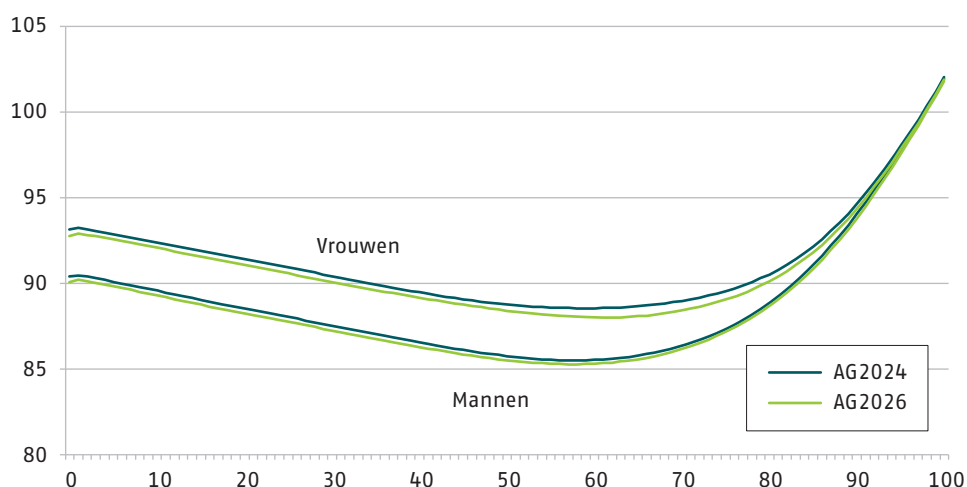
In Tabel 1.5 staan de (resterende) cohortlevensverwachtingen voor AG2024, AG2026 en CBS2025-2070 (alleen 65-jarige).

Startjaar 2027	Bij geboorte		Op leeftijd 65	
Prognose	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
AG2024	90,4	93,1	20,8	23,7
AG2026	90,1	92,8	20,6	23,1
CBS2025			20,9	23,4

Tabel 1.5 – (Resterende) cohortlevensverwachtingen voor AG2024, AG2026 en CBS2025. De levensverwachtingen bij geboorte zijn niet beschikbaar voor CBS2025.

De verschillen in cohortlevensverwachting tussen CBS2025 en AG2026 op leeftijd 65 zijn 0,3 jaar voor zowel mannen als vrouwen.

Figuur 1.7 toont de verwachte leeftijd van overlijden per leeftijd van Nederlandse mannen en vrouwen in 2027, gegeven dat ze de leeftijd op de x-as al bereikt hebben. De resultaten voor zowel AG2024 als AG2026 zijn getoond.



Figuur 1.7 – Verwachte leeftijd van overlijden (y-as) per leeftijd (x-as) voor Nederlandse mannen en vrouwen in 2027 in AG2024 en AG2026.

Deze levensverwachting neemt eerst af tot een leeftijd van ongeveer 60 jaar en neemt daarna toe. 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. Ook hier is zichtbaar dat de afname van de cohortlevensverwachting in 2027 groter is bij vrouwen dan bij mannen.

2

Het prognosemodel

Dit hoofdstuk bespreekt eerst welke modelcriteria de CSO heeft gehanteerd om tot Prognosetafel AG2026 te komen. Daarna worden ontwikkelingen sinds de COVID-19 pandemie toegelicht, zowel vanuit Nederlands als vanuit Europees perspectief, en worden verschillende analyses toegelicht die zijn uitgevoerd maar die niet tot wijzigingen in het model hebben geleid.

Vervolgens bespreken we de modelkeuzes die leiden tot de AG2026-prognose, waaronder de modelwijzigingen die in deze nieuwe prognose zijn verwerkt: aanpassing van het startpunt van de projectie en aanpassingen op de oversterftetermen. De modelvergelijkingen die nodig zijn om de modelparameters te schatten en om de prognose te reconstrueren, staan in Appendix A beschreven.

2.1 Modelcriteria

De CSO heeft vooraf modelcriteria opgesteld. Bij het kiezen en kalibreren van de Prognosetafel AG2026 is daar rekening mee gehouden. Deze criteria zijn:

1. **Plausibele en uitlegbare uitkomsten** – de uitkomsten van het model zijn plausibel en uitlegbaar. Dit betekent bijvoorbeeld dat er geen negatieve sterftekansen zijn (en de kansen variëren tussen 0 en 1) en dat uitkomsten voldoende stabiel zijn.
2. **Transparant en voldoende reproduceerbaar model** – de opzet en werking van het model zijn transparant en voldoende reproduceerbaar voor een kwantitatief geschoold persoon aan de hand van de technische modelbeschrijving in de publicatie.
3. **Aansluiting met historische data** – het model dient een zo goed mogelijke fit te hebben op de historische data waarbij de focus ligt op de leeftijdsrange die het meest van belang is voor de sector.
4. **Kwantificering onzekerheid** – het model stelt gebruikers in staat om bepaalde vormen van onzekerheid te kwantificeren en daarmee betrouwbaarheidsintervallen te genereren.

De CSO streeft naar een balans tussen complexiteit (o.a. het aantal parameters) en de voorspellingskracht. Dit betekent dat extra complexiteit enkel wordt toegevoegd als dit voldoende toegevoegde waarde levert in de uitkomsten en projecties van het model.

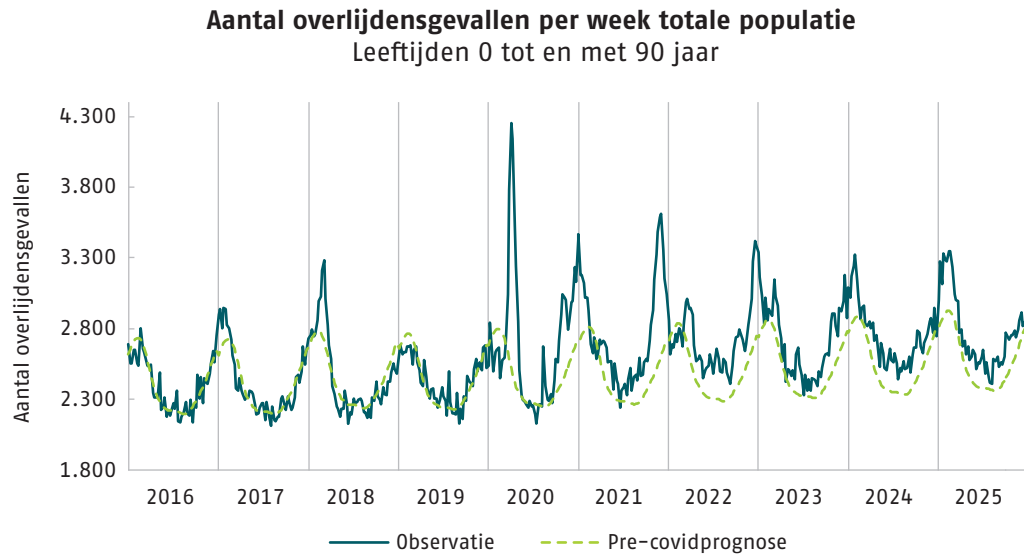
2.2 Ontwikkelingen in sterfte sinds de COVID-19 pandemie

De vorige prognosetafel, AG2024, is gebaseerd op een pre-covidprognose die is gecorrigeerd voor oversterfte die na de pandemie nog werd geobserveerd. Er is onderzocht in hoeverre de sterftekansen weer terug zijn op het niveau dat voor de pandemie werd verwacht of dat er nog steeds sprake is van oversterfte. Dit onderzoek is zowel voor Nederland als voor geselecteerde Europese landen uitgevoerd.

2.2.1 Sterfteontwikkelingen in Nederland sinds 2020

Sinds het uitbreken van de COVID-19 pandemie in 2020 zijn er meer sterftegevallen ten opzichte van eerdere jaren.

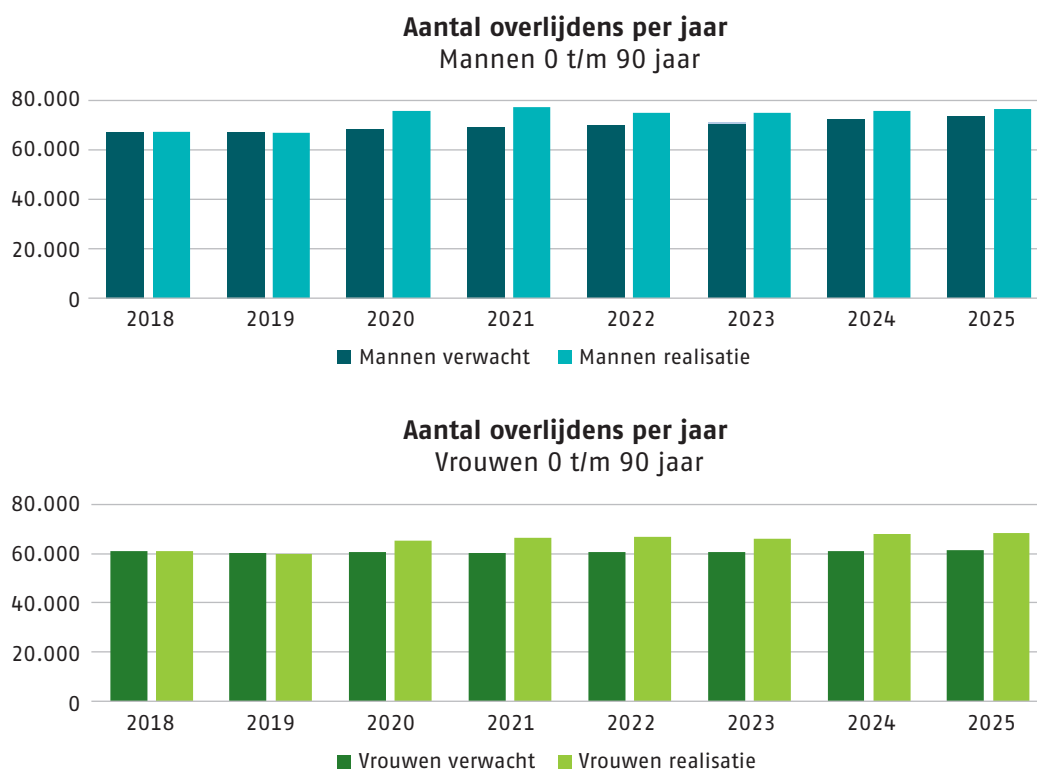
Figuur 2.1 toont de waargenomen en geprognosticeerde overlijdensgevallen op weekbasis voor de gehele Nederlandse populatie.



Figuur 2.1 – Aantal overlijdens in de Nederlandse bevolking per week gedurende de jaren 2016–2025 voor de leeftijden 0 tot en met 90. Bron: CBS-maatwerkbestand voor weeksterfte.

Vooraf in de jaren 2020 en 2021 zien we grote pieken vanwege de pandemie; in de jaren erna zijn de pieken voornamelijk vanwege griepgolven. De hogere aantallen worden gedeeltelijk verklaard door de ouder wordende bevolking. Een belangrijkere oorzaak van de hogere aantallen is de verhoogde sterfte na de pandemie, wat wordt bevestigd doordat de observaties sinds 2020 consistent boven de pre-covidprognose liggen.

Figuur 2.2 toont het aantal overlijdensgevallen voor Nederlanders voor de jaren 2018 tot en met 2025, inclusief de verwachting op basis van AG2026 zonder oversterfteterm. De verwachting voor de jaren 2018 en 2019 is gebaseerd op de modelschatting, en voor de jaren 2020 tot en met 2025 op de pre-covidprognose. Tabel 2.1 toont de procentuele verschillen tussen het werkelijke aantal en het verwachte aantal overlijdensgevallen.

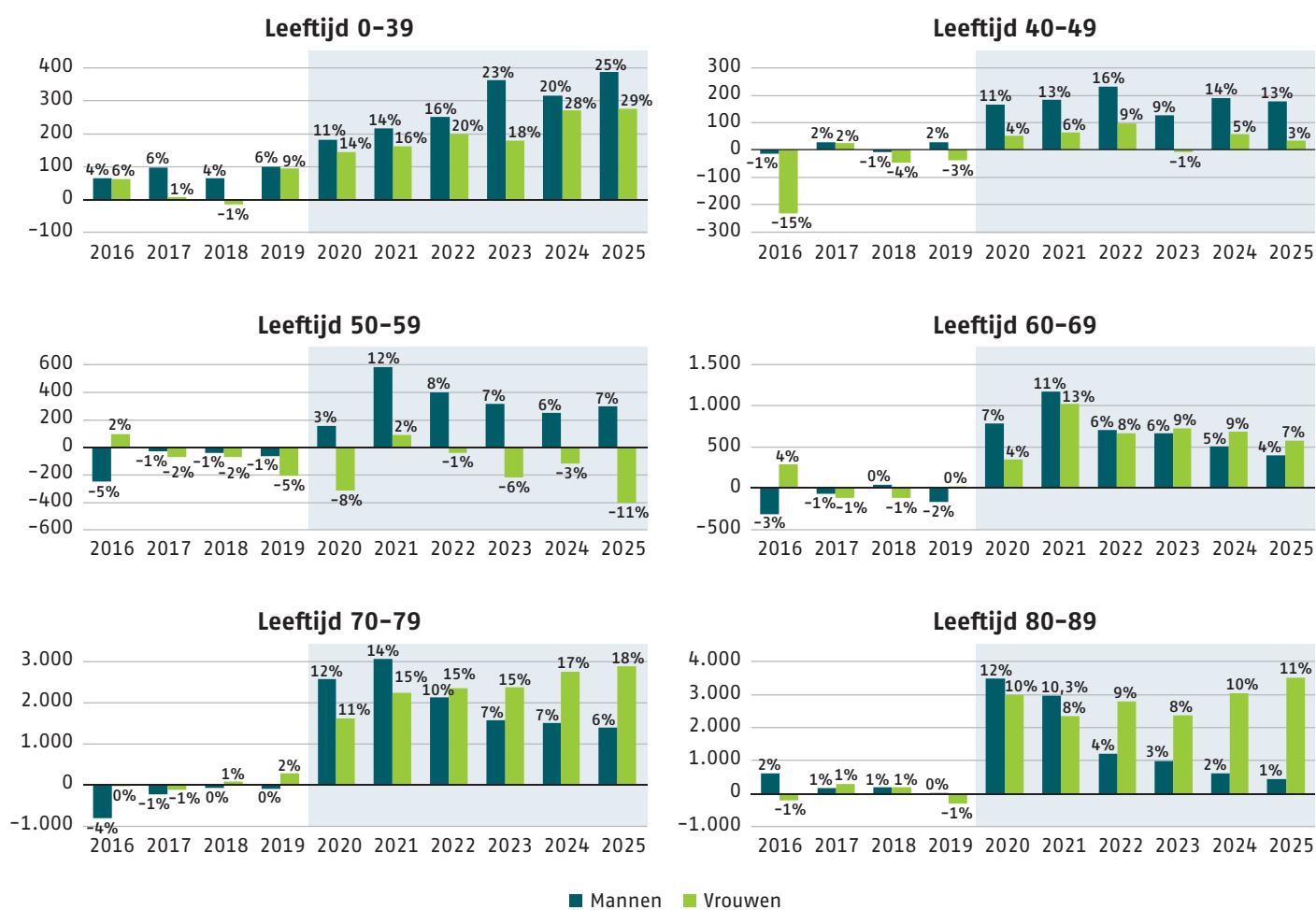


Figuur 2.2 – Aantal overlijdens per jaar in Nederland over de jaren 2018–2025 voor mannen en vrouwen voor de leeftijden 0 tot en met 90 jaar, inclusief verwachting op basis van AG2026 exclusief oversterfteterm (pre-covidprognose).

Realisatie vs. verwachting (%)		
Jaar	Mannen	Vrouwen
2018	0,2%	0,0%
2019	-0,3%	-0,2%
2020	10,8%	8,1%
2021	11,9%	9,8%
2022	7,0%	10,1%
2023	5,7%	8,9%
2024	4,7%	11,0%
2025	4,2%	11,2%

Tabel 2.1 – Procentuele afwijking realisatie versus verwachting in aantal overlijdens per jaar voor de leeftijden 0 tot en met 90 jaar, overeenkomstig Figuur 2.2.

Uit de figuur en de tabel blijkt dat in de jaren 2018 en 2019 het verschil tussen realisatie en verwachting klein is, terwijl vanaf 2020 grotere verschillen waarneembaar zijn. De noodzaak voor de oversterfteterm in het prognosemodel is dus ontstaan sinds de COVID-19 pandemie. Na de initiële piek in 2020 en 2021 is voor mannen de oversterfte afgenomen: in 2022 is de oversterfte een stuk lager en deze daalt sindsdien. Voor vrouwen laat de oversterfte een ander patroon zien: de oversterfte ligt nog rond de 11% en blijkt nog niet structureel te dalen.



Figuur 2.3 – Absolute en relatieve oversterfte ten opzichte van de AG2026 pre-covidprognose (dus exclusief oversterfteterm).

Figuur 2.3 toont de absolute (y-as) en de relatieve (labels) oversterfte per leeftijdsgroep sinds het jaar 2020. Voor de leeftijden 0-39 jaar lijkt de oversterfte groot, maar dit betreft relatief kleine aantallen voor deze grote leeftijdsgroep. Voor leeftijden 50-59 tonen mannen en vrouwen een wisselend beeld: bij mannen is er sprake van oversterfte, terwijl bij vrouwen de sterfte lager is dan verwacht. Voor alle leeftijdsgroepen vanaf 60 jaar is sinds 2020 de waargenomen sterfte hoger dan verwacht voor zowel mannen als vrouwen.

2.2.2. Sterfteontwikkelingen in Europa sinds 2020

In Nederlandse sterftedata van recente jaren zien we nog steeds oversterfte ten opzichte van de pre-covidprognoses. We observeren dat de oversterfte bij vrouwen na de pandemie nauwelijks is afgenomen en bij mannen deels wel.

Er is onderzocht of verhoogde sterfte in recente jaren specifiek is voor Nederland of dat dit ook in andere, grote Europese landen (Frankrijk, Duitsland en Verenigd Koninkrijk) geldt. Per land en geslacht is op basis van data van 2003 tot en met 2019 een projectie gemaakt voor 2020 tot en met 2023. Vervolgens zijn de sterfteobservaties van 2020 tot en met 2023 vergeleken met deze projectie om oversterfte te kwantificeren en verschillende landen onderling te kunnen vergelijken.

Uit de analyses blijkt dat in andere Europese landen, net als in Nederland, nog steeds sprake is van oversterfte ten opzichte van de pre-covidverwachting. De oversterfte ten opzichte van de pre-covidverwachting in Nederland is vergelijkbaar met de andere onderzochte Europese landen. Wel laat de oversterfte een verschillend patroon tussen de landen zien over de jaren en tussen leeftijdsgroepen.

Aangezien sterfteaantallen in de onderzochte landen nog niet op een vergelijkbaar niveau zijn als pre-covid en we dus nog altijd oversterfte observeren, kiezen we voor AG2026 nog altijd voor een oversterfteterm in aanvulling op de langetermijntrend geschat op basis van de pre-covidperiode tot en met 2019. Voor de oversterfteterm kijken we net als bij AG2024 naar de jaren sinds 2022. De oversterfteterm is opnieuw geschat vanwege de update van de modelspecificatie en de beschikbaarheid van nieuwe sterftedata over de jaren 2024 en 2025.

2.3 Analyses uitgevoerd na publicatie AG2024

Analyse naar verbeteren algemene modelfit. De CSO heeft vastgesteld dat het Li-Lee-model zoals in AG2024 gehanteerd voor de pre-covidprognose niet voor alle leeftijden leidt tot een goede aansluiting bij de waarnemingen. Wanneer de modelfit in recente jaren niet goed is, leidt dit tot een foutief startpunt van de prognose en heeft dit ook impact op de oversterftemodellering. Daarom zijn er verschillende onderzoeken uitgevoerd naar het verbeteren van de modelfit:

- **Een cohorteffect:** de Pearson-residuen zijn geanalyseerd om vast te stellen of er factoren ontbreken in het model. Uit deze analyse blijkt dat in Europa een cohorteffect waarneembaar is. Echter, in de Nederlandse dataset is de relevantie van een cohort-effect minder groot. Het toevoegen van een cohorteffect maakt de schattingsroutine substantieel meer complex, terwijl voor Nederland een duidelijke noodzaak ontbreekt.
- **Alternatieve modelstructuren:** het huidige pre-covidmodel is gebaseerd op het Lee-Carter-model, dat is toegepast op zowel Europese data als op de Nederlandse afwijking ten opzichte van de Europese trend. Alternatieve modelstructuren zijn overwogen voor de Nederlandse afwijking, waaronder de Cairns-Blake-Dowd-varianties. Het veranderen van de modelstructuur leidt in de regel niet tot een grote verbetering van de in-sample fit maar introduceert wel (grote) uitdagingen rondom de projectie van de tijdreeksen.

Aangezien beide onderzoeken niet hebben geleid tot modelaanpassingen die de modelfit substantieel verbeteren zonder het model aanzienlijk meer complex te maken, heeft de CSO ervoor gekozen dit deel van de modelspecificatie niet te wijzigen.

Analyse naar kalibratieperiode. Het startpunt van de kalibratie is al enige tijd vastgesteld op 1970 voor Europa en 1983 voor Nederland. Voor Europa zijn tot 2020 de ontwikkelingen al decennia stabiel en het startpunt van 1970 lijkt daarom nog steeds geschikt voor het model zonder rekening te houden met de oversterfteterm. Voor Nederland zijn de ontwikkelingen minder stabiel. Daarom is onderzocht of aanpassing van het startpunt van Nederland voordelen biedt, bijvoorbeeld via betere in-sample fit en betere aansluiting tussen observaties en modelfit in recente jaren.

Na uitgevoerde analyses concluderen we dat het gebruik van kortere kalibratieperiodes nieuwe uitdagingen introduceert: de Nederlandse afwijking is dan niet langer stationair waardoor Nederlandse sterfte van Europese sterfte kan divergeren. Daarnaast vertonen de leeftijdseffecten bij korte kalibratieperiodes veel volatiliteit. Langere kalibratieperiodes leiden ertoe dat de overall fit (en dus ook in recente jaren) minder goed wordt. Daarom is ervoor gekozen het startpunt van de kalibratie voor Nederland te handhaven op 1983.

2.4 Modelaanpassingen vanuit AG2024 naar AG2026

De Prognosetafel AG2026 is grotendeels gebaseerd op het model dat voor de vorige prognose is gebruikt. Wel zijn twee belangrijke wijzigingen doorgevoerd:

- **De pre-covidprognose is aangepast.** Voor specifieke leeftijdsgroepen was de aansluiting van het model bij recente waarnemingen minder goed dan gewenst. Daarom is ervoor gekozen om de pre-covidprognose te laten starten vanuit een startpunt dat direct is afgeleid uit de waargenomen sterfte. Vervolgens convergeert de prognose naar de pre-covidprognose die direct uit het Li-Lee-model volgt (zonder aanpassing startpunt), omdat we die prognose op de lange termijn nog steeds geloofwaardiger vinden.
- **De oversterftemodellering is aangepast.** De aanpassing van het startpunt van de prognose heeft geleid tot nieuwe inzichten rondom de oversterfte. Deze blijkt ook op lagere leeftijden niet verwaarloosbaar. Daarom is ervoor gekozen de oversterftetermen voor alle leeftijden tot en met 90 jaar in het model te kalibreren. Daarnaast leiden de meest recente datapunten tot nieuwe inzichten rondom de toekomstige ontwikkeling van de oversterftetermen. Er is besloten de oversterfte langzamer en niet langer volledig te laten uitdoven.

In de paragrafen hierna wordt eerst de pre-covidprognose besproken. Vervolgens worden de modelwijzigingen kort toegelicht; de volledige beschrijving is in Appendix A opgenomen.

2.4.1 Pre-covidprognose conform Li-Lee

Voor het modelleren van de langetermijn sterftetrend wordt, net als in AG2024, de structuur van Li-Lee (2005) gehanteerd onder een Poisson-aanname voor de geobserveerde sterfteaantallen:

$$D_{t,x}^g \sim \text{Poisson}(E_{t,x}^g \times \mu_{t,x}^g) ,$$

met

$$\ln \mu_{t,x}^g = A_x^g + B_x^g K_t^g + \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g ,$$

waarbij $\{A_x^g, B_x^g, \alpha_x^g, \beta_x^g\}$ leeftijdseffecten en $\{K_t^g, \kappa_t^g\}$ periode-effecten zijn. De term $A_x^g + B_x^g K_t^g$ betreft de log sterfte-intensiteit voor de Europese dataset, en de term $\alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g$ betreft de afwijking van Nederland ten opzichte van de Europese referentiegroep (inclusief Nederland).

De periode-effecten worden geprojecteerd gebruikmakend van tijdreeksmodellen:

$$\begin{aligned} K_t^g &= K_{t-1}^g + \Theta^g + \varepsilon_t^g \\ \kappa_t^g &= a^g \cdot \kappa_{t-1}^g + c^g + \delta_t^g , \end{aligned}$$

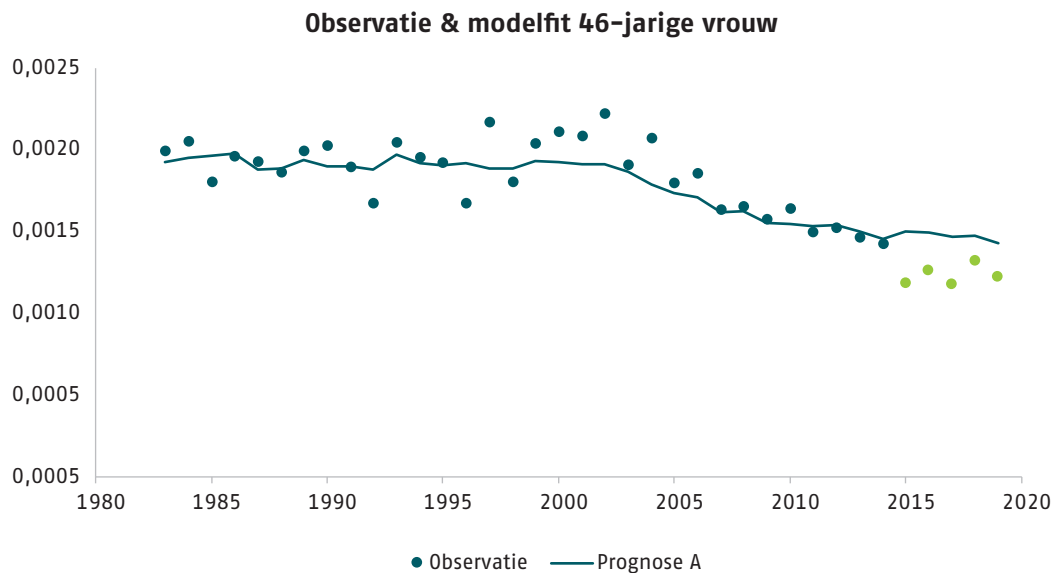
waarbij $\{\Theta^g, a^g, c^g\}$ parameters van de tijdreeksmodellen zijn. De vector $z_t = \{\varepsilon_t^M, \varepsilon_t^V, \delta_t^M, \delta_t^V\}$ bevat de storingstermen die worden verondersteld een multivariaat normale verdeling te volgen met verwachting 0 en covariantiematrix Σ ; de vector z_t wordt onafhankelijk en identiek verdeeld (i.i.d.) verondersteld.

Bovenstaand model wordt geschat op sterftedata voor de leeftijden 0 tot en met 90 en de jaren 1970 tot en met 2019 voor de groep van Europese landen en 1983 tot en met 2019 voor Nederland. Sterftetekansen voor leeftijden hoger dan 90 jaar worden verkregen door de leeftijdsparementers te extrapoleren naar die hogere leeftijden.

2.4.2 Aanpassing startpunt pre-covidprognose

Sinds de introductie van AG2014 start de (pre-covid)prognose vanuit de modelfit die wordt bepaald door de gekalibreerde parameters. Nadere inspectie toont dat de modelfit (hierna genoemd prognose A) in recente jaren voor met name vrouwen in de leeftijden 30 tot 55 jaar niet goed aansluit bij de waarnemingen, zoals voor een 46-jarige vrouw gevisualiseerd in Figuur 2.4.²

2 – In Figuur 2.4 is te zien dat voor vrouwen van leeftijd 46 jaar de modelfit hoger is dan recente waarnemingen waardoor de sterfteprojectie te hoog start en blijft. Voor andere combinaties leeftijd-geslacht kan dit patroon andersom zijn en dit patroon kan ook door de tijd heen veranderen.



Figuur 2.4 – Geobserveerde en vanuit model gefitte sterftekansen voor een 46-jarige vrouw. De groene observaties worden gebruikt om het aangepaste startpunt te bepalen.

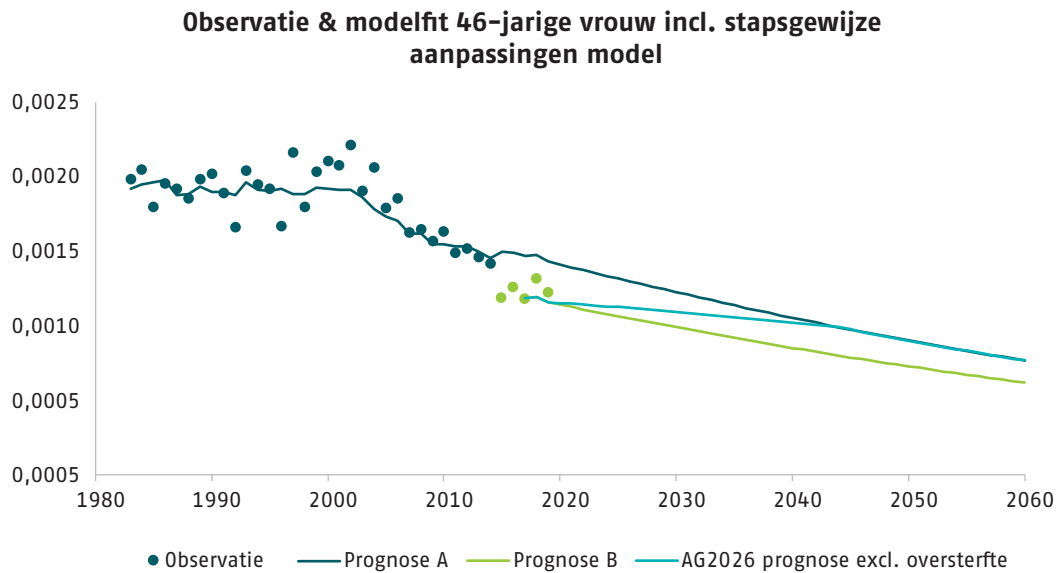
Om de aansluiting tussen het startpunt van de projectie en de recente waarnemingen te verbeteren, is ervoor gekozen om de methode te wijzigen waarmee het startpunt van de pre-covidprognose wordt bepaald. De volgende uitgangspunten liggen ten grondslag aan de modelwijziging die op dit punt is doorgevoerd:

- Recente waarnemingen bevatten relevante informatie om een geschikt niveau voor het startpunt van de projectie te bepalen.
- Door te middelen over meerdere jaren én leeftijden wordt een stabiel startpunt verkregen.
- De projectie die uit het Li-Lee-model volgt, biedt relevante informatie over de langetermijnsterftetrend en het bijbehorende niveau; op termijn moet de prognose daarom convergeren naar deze prognose.

Deze uitgangspunten hebben geleid tot de volgende aanpassingen in het model:

1. Uit het bestaande model volgt een prognose A (met bijbehorende sterftekansen $q_{t,x}^{g,A}$) – blauwe lijn in Figuur 2.5.
2. Er wordt een alternatief startpunt van de prognose gedefinieerd door recente observaties te middelen. De geobserveerde sterfte wordt gemiddeld over de jaren 2015 tot en met 2019 (groen gemarkeerde observaties in Figuur 2.5) en over de omliggende leeftijden (drie leeftijden).
3. Het alternatieve startpunt wordt gecombineerd met de sterfteverbeteringen uit de bestaande prognose, wat leidt tot een prognose B – groene lijn in Figuur 2.5.
4. De finale prognose wordt geconstrueerd door te convergeren van prognose B naar prognose A in een periode van 25 jaar – lichtblauwe lijn in Figuur 2.5.

Stap 1 is eerder in de publicatie toegelicht; hieronder worden de stappen 2 t/m 4 nader toegelicht. Daarnaast zijn de stappen gevisualiseerd in Figuur 2.5.



Figuur 2.5 – Visualisatie van de aanpassing in het startpunt van de prognose in AG2026 t.o.v. AG2024 exclusief oversterfteterm, waarbij de groene observaties worden gebruikt om het aangepaste startpunt te bepalen.

Totstandkoming alternatief startpunt prognose

Onder de aanname dat de sterfte-intensiteit constant is per leeftijd en kalenderjaar ($\mu_{t+u,x+v} := \mu_{t,x}$ voor $0 \leq u, v < 0$), geldt dat de waargenomen sterftedefrequentie, $m_{t,x}^g = d_{t,x}^g / E_{t,x}^g$, de maximum likelihood schatter is voor de sterfte-intensiteit $\mu_{t,x}$. Verder geldt dat de sterfte-intensiteit voor de meest relevante leeftijden log-lineair stijgt met de leeftijd.

Het startpunt van de prognose wordt daarom bepaald als gemiddelde van de waargenomen log sterftedefrequenties. Definieer t_T als het meeste recente waarnemingsjaar en s als het aantal jaar waarover wordt gemiddeld. Het aangepaste startpunt van de prognose wordt dan gedefinieerd via:

$$\overline{\ln \mu_{t_{\text{ref}},x}^g} := \overline{\ln m_{t_{\text{ref}},x}^g} = \begin{cases} \frac{1}{s} \times \sum_{t=t_T-s+1}^{t_T} \ln m_{t,x}^g, & \text{voor } x \in \{0,1\} \\ \frac{1}{3} \times \frac{1}{s} \times \sum_{u=x-1}^{x+1} \sum_{t=t_T-s+1}^{t_T} \ln m_{t,x}^g, & \text{voor } x \in \{2,3,\dots,90\}, \end{cases}$$

waarbij t_{ref} het referentiejaar is waar $\overline{\ln m_{t_{\text{ref}},x}^g}$ representatief voor wordt geacht en dit is gelijk aan het midden van de gebruikte kalenderjaren. Voor de leeftijden 0 en 1 jaar wordt niet over leeftijden gemiddeld vanwege het afwijkende niveau van sterfte op leeftijd 0. Voor de leeftijden 2 tot en met 90 wordt wel gemiddeld over de omringende leeftijden om robuustheid van de projectie te vergroten. De gemiddelde sterfte-intensiteit wordt verkregen door de exponent te nemen:

$$\bar{\mu}_{t_{\text{ref}},x}^g = \exp\left(\overline{\ln \mu_{t_{\text{ref}},x}^g}\right) \quad \text{voor } x \in \{0,\dots,90\}.$$

Voor AG2026 is gekozen voor de waarde $s = 5$, wat betekent dat over de laatste vijf jaren wordt gemiddeld en 2017 het referentiejaar is voor de pre-covidprognose.

Voor leeftijden hoger dan 90 wordt de Kannisto-sluitingsmethodiek toegepast op de sterfte-intensiteit zoals voor het referentiejaar gedefinieerd. Met andere woorden: de sterfte-intensiteit wordt voor leeftijden $x \in \{91, \dots, 120\}$ bepaald door $\bar{\mu}_{t_{ref},g}^g$ logistisch-lineair te extrapoleren op basis van de trend geobserveerd in de leeftijden $x \in \{80, \dots, 90\}$.

Bepalen alternatieve prognose

De sterfteverbeteringen die volgen uit het Li-Lee-model zijn het uitgangspunt voor de prognose die start vanuit het alternatieve startpunt. De sterfteverbeteringen worden gedefinieerd via de relatie:

$$\mu_{t,x} = \mu_{t-1,x} \cdot \exp(-r_{t,x}) ,$$

ofwel

$$\begin{aligned} r_{t,x} &= -\ln \left(\frac{\mu_{t,x}}{\mu_{t-1,x}} \right) = \ln(\mu_{t-1,x}) - \ln(\mu_{t,x}) \\ &= B_x(K_{t-1} - K_t) + \beta_x(\kappa_{t-1} - \kappa_t) . \end{aligned}$$

Uit deze laatste vergelijking volgt waarom het natuurlijk is om de sterfteverbeteringen te bepalen op het niveau van de sterfte-intensiteiten. De sterfteverbeteringen worden bepaald voor de leeftijden $x = 0, \dots, 120$ en voor de jaren $t = t_T - s + 1, \dots, t_T, \dots, t_T + h$ (afgeleid uit $\hat{\mu}_{t,x}^{g,A} = -\ln(1 - \hat{q}_{t,x}^{g,A})$), wat leidt tot sterfteverbeteringen $\hat{r}_{t,x}^g$. Sterfteverbeteringen worden dus zowel voor enkele historische jaren als voor toekomstige jaren bepaald.

Het principe voor het construeren van de verschillende prognoses is dat de sterfteverbeteringen worden toegepast zoals die uit het model volgen. Wanneer $t_{ref} = 2017$, dan worden dus eerst twee sterfteverbeteringen toegepast die zijn gefit op waargenomen data en vanaf 2019 worden geprojecteerde sterfteverbeteringen toegepast.

De projectie op basis van een aangepast startpunt is dus gedefinieerd als:

$$\mu_{t_{ref}+h,x}^{g,B} = \bar{\mu}_{t_{ref},x}^g \cdot \exp \left(-\sum_{j=1}^h \hat{r}_{t_{ref}+j,x}^g \right)$$

De bijbehorende sterftekanen worden vervolgens via de bekende relatie bepaald:

$$q_{t,x}^{g,B} = 1 - \exp(-\mu_{t,x}^{g,B}).$$

Totstandkoming finale pre-covidprognose

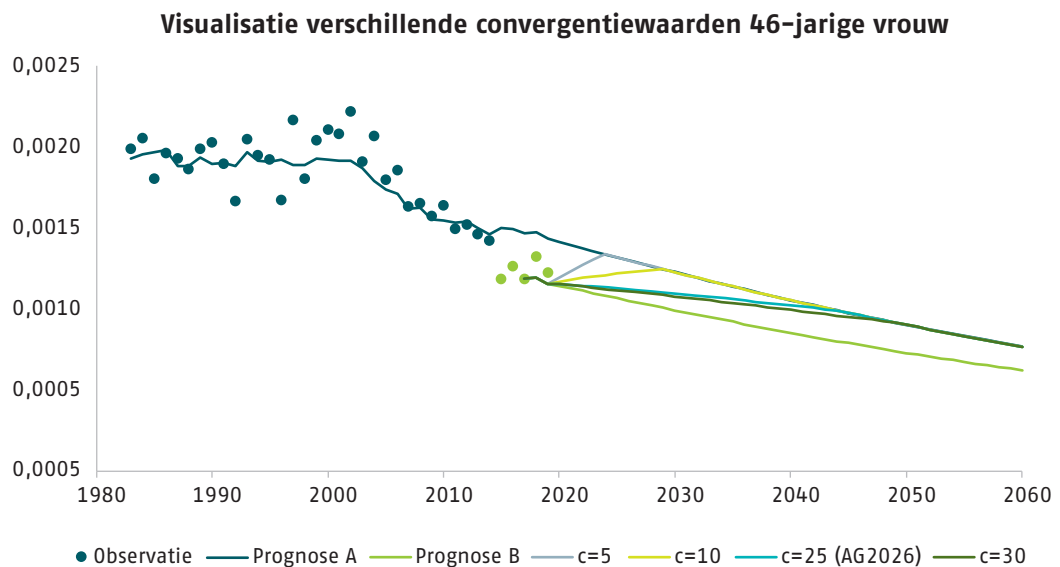
Er zijn nu twee prognoses beschikbaar:

- $q_{t,x}^{g,A}$: de prognose die direct volgt uit het Li-Lee-model
- $q_{t,x}^{g,B}$: de prognose die start vanuit een aangepast startpunt

De finale pre-covidprognose start in de prognose met aangepast startpunt (prognose B) en convergeert naar de prognose die direct volgt het uit Li-Lee-model (prognose A):

$$q_{2019+h,x}^{g,\text{pre-cov}} = \left(1 - \frac{\min(h,c)}{c}\right) \times q_{2019+h,x}^{g,B} + \frac{\min(h,c)}{c} \times q_{2019+h,x}^{g,A}.$$

Voor AG2026 heeft de CSO gekozen voor de waarde $c = 25$. Een kleinere waarde van c leidt tot snellere convergentie, maar kan in sommige gevallen tot niet-plausibele sterfteprojecties leiden zoals in de figuur hieronder gevisualiseerd. De waarde $c = 25$ leidt tot plausibele sterfteprojecties op alle leeftijden en is naar verwachting robuust voor toekomstige data-updates.



Figuur 2.6 – Visualisatie van de toepassing van verschillende convergentiewaarden tussen prognose A en prognose B voor een 46-jarige vrouw.

2.4.3 Aanpassing oversterftemodellering

Om de waargenomen oversterfte in de projectie te verwerken, is sinds AG2022 een oversterfteterm toegevoegd aan een variant van het Li-Lee-model op weekbasis w :

$$\ln \mu_{t,w,x}^g = \ln \mu_{t,w,x}^{g,c} + \ln \phi_{t,w}^g + \ln o_{t,w,x}^g,$$

waarbij $\phi_{t,w}^g$ een waargenomen seizoenseffect is en de oversterfteterm is gedefinieerd als

$$\ln o_{t,w,x}^g = \mathfrak{B}_x^g \cdot \mathfrak{R}_{t,w}^g.$$

De structuur van de oversterfteterm is vergelijkbaar met het Lee-Carter-model en kan daarom op vergelijkbare wijze worden geschat. Voor projectiedoeleinden worden de parameters $\mathfrak{B}_x^g$ en $\mathfrak{R}_{t,w}^g$ getransformeerd tot oversterfteparameters op jaarbasis.

De aanpassing van het startpunt van de projectie leidt tot grotere en kleinere aanpassingen in de sterfteprojectie op de korte termijn. Dit heeft vervolgens impact op de

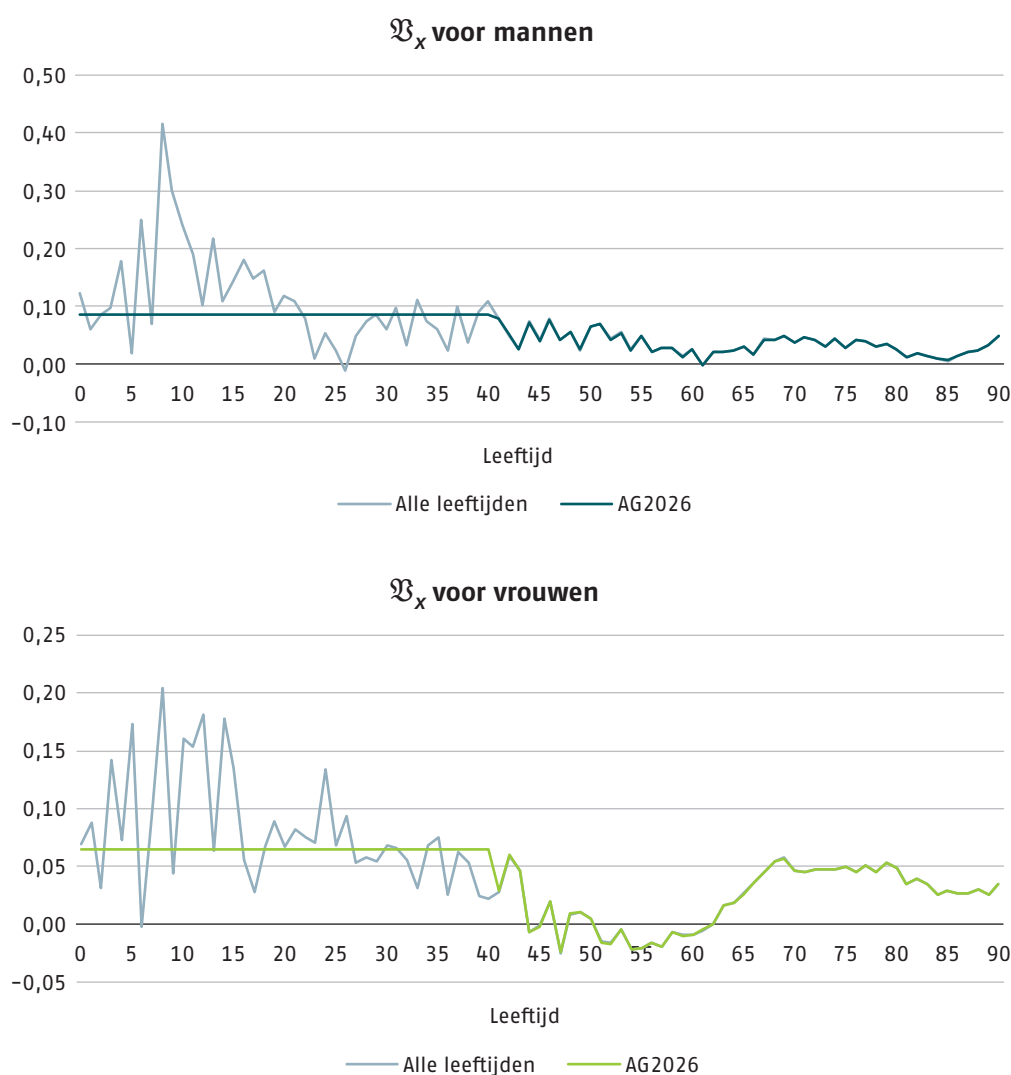
kwantificering van oversterfte doordat de verwachte sterfte is gewijzigd. Daarnaast geven datapunten 2024 en 2025 nieuwe inzichten rondom het verdere verloop van de oversterfte. Dit heeft geleid tot de volgende aanpassingen in de oversterftemodellering:

- Leeftijdssrange wordt uitgebreid naar leeftijden 0-90.
- Toekomstige ontwikkeling wijzigt van scenario 'verdwijndend' naar scenario 'nieuw normaal' met een blijvende oversterfte.

Deze wijzigingen worden hieronder nader toegelicht.

Aanpassing leeftijdsrange oversterfteparameters

De aanpassing van het startpunt van de projectie leidt tot nieuwe inzichten over het niveau van oversterfte. Figuur 2.7 toont de geschatte parameters voor de leeftijden 0-90 (gekalibreerd op 2022-2025) op basis van de nieuwe pre-covidprognose.



Figuur 2.7 – Geschatte oversterfte leeftijdsparameter $\mathfrak{B}_x$ voor leeftijden 0-90 gekalibreerd op 2022-2025 met een leeftijdsafhankelijke parameter voor alle leeftijden (in grijs) en een constante factor voor de leeftijden 0 tot en met jaar 40 zoals voor AG2026 gekozen (in groen).

De grijze lijn toont de schattingen wanneer voor alle leeftijden een leeftijdsafhankelijke parameter wordt geschat. Voor de lagere leeftijden zijn de geschatte parameters volatiel over de leeftijden, maar wel substantieel groter dan nul. Daarom heeft de CSO ervoor gekozen de leeftijdsrange uit te breiden naar de leeftijden 0 tot en met 90 (in plaats van 55 tot en met 90 in AG2024). Om de volatiliteit op lage leeftijden tegen te gaan, is ervoor gekozen om voor de leeftijden 0 tot en met 40 een leeftijds-onafhankelijke parameter voor mannen en vrouwen verschillend te gebruiken.

Aanpassing scenario voor toekomstige ontwikkeling

Inmiddels zijn er zes jaar verstreken sinds het uitbreken van COVID-19. Het aantal covid-overlijdensgevallen is in 2025 tot minder dan 1% van het totaal aantal overlijdens gedaald. Toch observeren we in Nederland nog substantieel hogere sterfte dan conform de aangepaste pre-covidprognose verwacht. Dit roept de vraag op of het verdwijnende scenario nog steeds het meest waarschijnlijke scenario is.

Hoewel in AG2024 werd verondersteld dat oversterfte met ongeveer 25% per jaar zou afnemen, laat Tabel 2.1 zien dat de oversterfte minder snel afneemt. Bij mannen neemt de oversterfte jaarlijks met ongeveer 10% af en het scenario 'verdwijnend' lijkt voor mannen nog steeds geschikt. Bij vrouwen lijkt de oversterfte niet af te nemen, waardoor voor vrouwen het scenario 'structureel' realistisch wordt. Het scenario 'nieuw normaal' ligt tussen deze twee scenario's in: een scenario waarin oversterfte wel afneemt, maar een deel van de oversterfte blijvend wordt verondersteld.

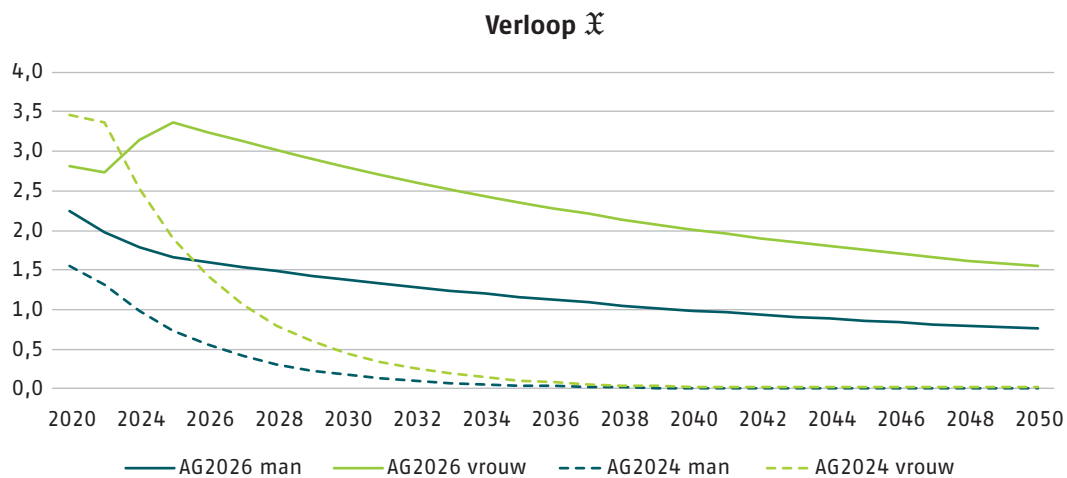
De CSO heeft gekozen voor het scenario 'nieuw normaal' waarin 25% van de oversterfte zoals in 2025 is waargenomen, blijvend is. De onderbouwing hiervoor is als volgt. Wanneer alleen naar de Nederlandse populatie wordt gekeken, dan leidt een gelijke weging van het scenario 'verdwijnend' voor mannen en het scenario 'structureel' voor vrouwen tot het inrekenen van 50% oversterfte op de lange termijn. De observatie dat in Europa de oversterfte ook nog steeds afneemt, leidt de CSO ertoe meer gewicht te geven aan het verdwijnende scenario, wat leidt tot een 75% gewicht voor het scenario 'verdwijnend' en een 25% gewicht voor het scenario 'structureel'. Het tempo waarmee de oversterfte afneemt, is naar beneden bijgesteld naar 5% afname per jaar. Dit is een gemiddelde van ca. 10% afname voor mannen en ca. 0% afname voor vrouwen:³

$$\begin{aligned}\mathfrak{X}_{2025+h} &= \eta^h \cdot \mathfrak{X}_{2025} + (1 - \eta^h) \cdot \mathfrak{X}_{\infty} \\ &= 0.95^h \cdot \mathfrak{X}_{2025} + (1 - 0.95^h) \cdot 0.25\mathfrak{X}_{2025} \\ &= 0.95^h \cdot 0.75\mathfrak{X}_{2025} + 0.25\mathfrak{X}_{2025}\end{aligned}$$

De CSO heeft geslacht-specifieke projecties overwogen, maar heeft geen gegronde redenen gevonden waarom Nederlandse vrouwen in de toekomst zouden afwijken van Nederlandse mannen of Europese mannen of vrouwen. Daarom is gekozen voor een en dezelfde aanpak voor mannen en vrouwen.

3 – Zie Van Berkum et al. (2025) voor meer scenario's die binnen dit raamwerk kunnen worden vormgegeven.

De resulterende projectie van de oversterfteperiode-effecten is in Figuur 2.8 getoond, samen met de projectie van de oversterfteperiode-effecten zoals in AG2024 opgenomen.



Figuur 2.8 – Ontwikkeling van het geschatte tijdseffect van de oversterfteterm voor AG2024 en AG2026. De parameters voor AG2026 getoond in deze grafiek wijken af van de gepubliceerde waardes t.b.v. de vergelijkbaarheid tussen AG2024 en AG2026. De hier getoonde parameters voor AG2026 zijn enkel op basis van 55 jaar en ouder, omdat anders vanwege de normalisatie de startwaardes niet vergelijkbaar zijn.

3

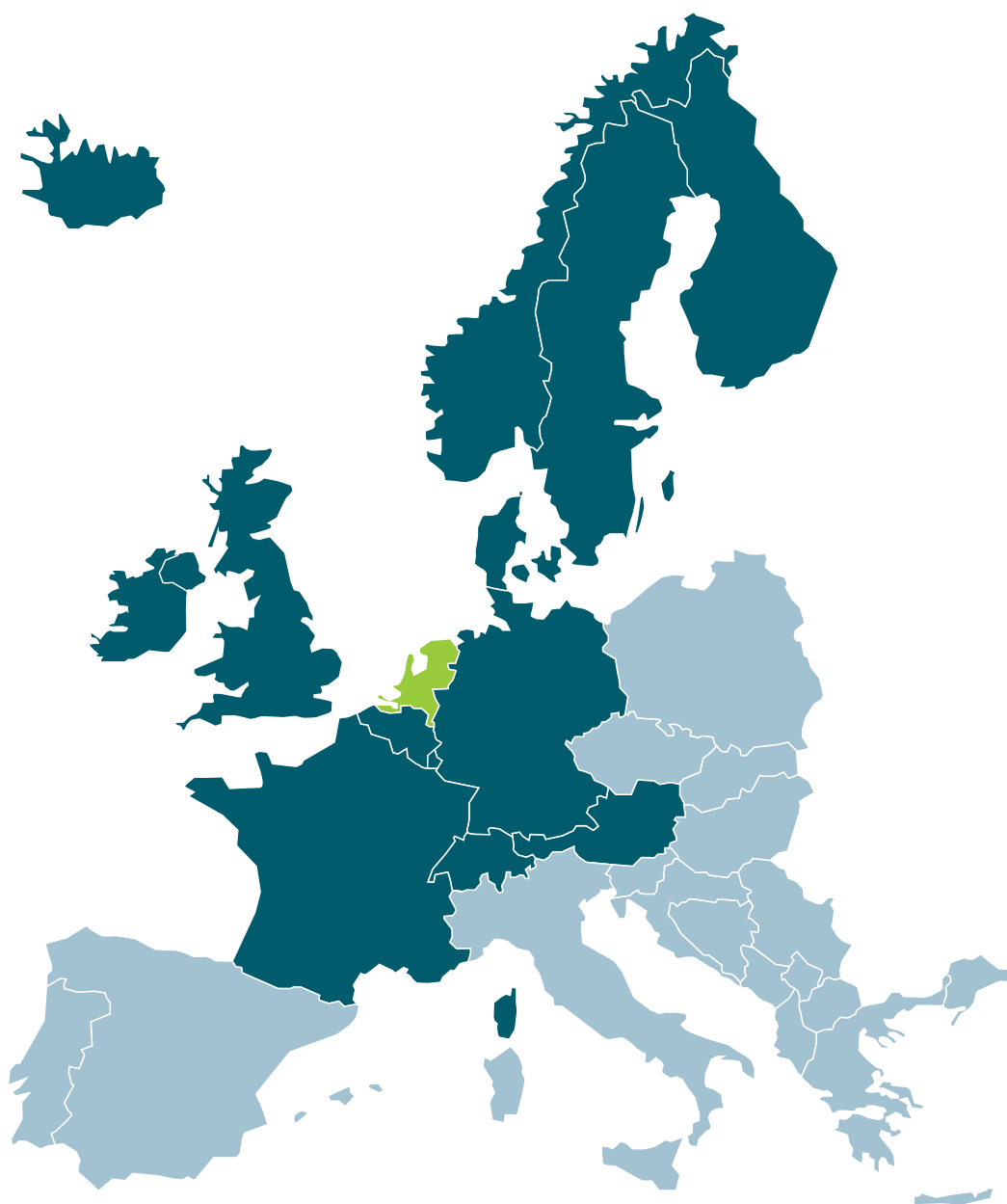
Data

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 worden⁴: een hoger welvaartsniveau gaat in het algemeen samen met een hogere gemiddelde levensverwachting. De geselecteerde landen zijn geografisch gezien samenhangend en in deze landen is een hoog welvaartsniveau. De landenset is bij de publicatie van AG2014 voor de eerste keer geselecteerd en is sindsdien niet gewijzigd. Figuur 3.1 toont de set gekozen landen onderliggend aan AG2026.

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

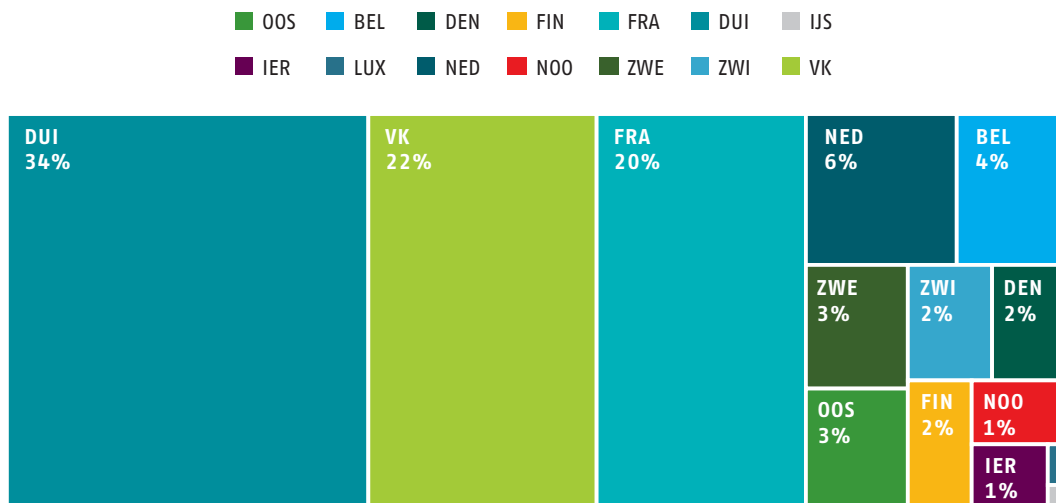


Figuur 3.1 – Geselecteerde landen in dataset prognosemodel AG2026.

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

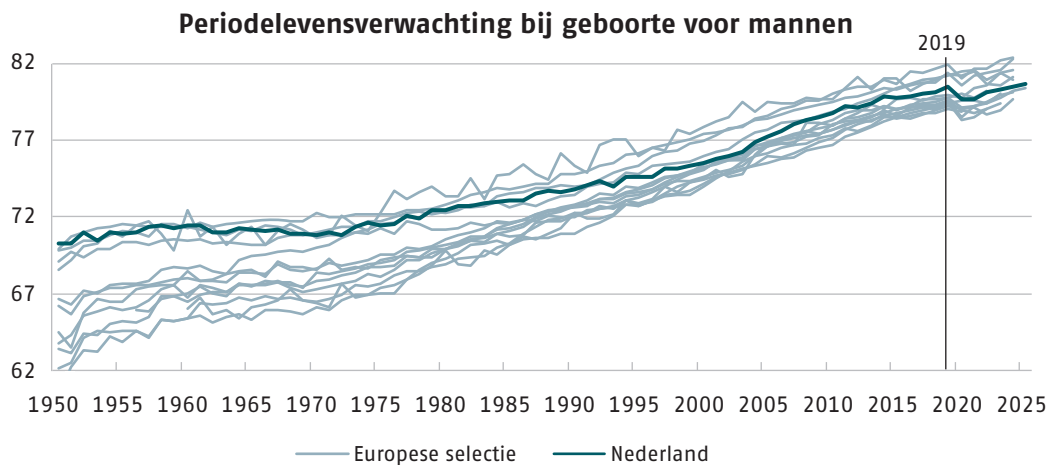
Overlijdens (2019)



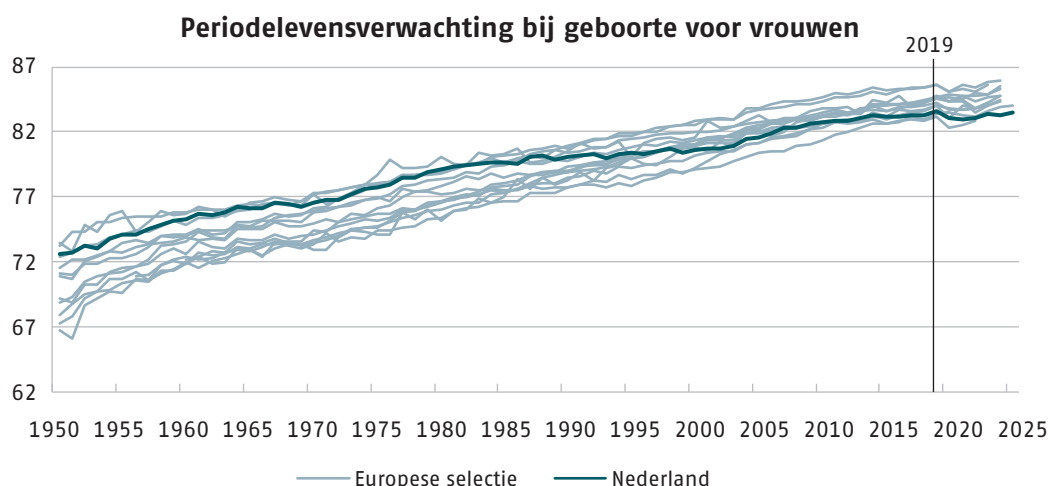
Figuur 3.2 – Verdeling overlijdensgevallen (mannen + vrouwen) in 2019 naar landen. Duitsland (34%), Verenigd Koninkrijk (22%) en Frankrijk (20%) kenden in 2019 het hoogst aantal sterftegevallen. Nederland komt hierna met een aandeel van (6%).

3.2 Gegevensbereik

Figuur 3.3 en Figuur 3.4 tonen de historische ontwikkeling sinds 1950 van de periodelevensverwachting bij geboorte van de landen in de landenset, waarbij Nederland is uitgelicht.



Figuur 3.3 – Historische ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte voor mannen.



Figuur 3.4 – Historische ontwikkeling periodelevensverwachting bij geboorte voor vrouwen.

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 sterftekansen.

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.

In de jaren na 2019 is de periodelevensverwachting gedaald, wat veroorzaakt is door de directe en indirecte gevolgen van COVID-19. De periodelevensverwachting in 2025 in Nederland ligt nabij het niveau van vóór de start van de COVID-19 pandemie in 2020 (voor vrouwen iets lager, voor mannen iets hoger).

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 tot en met 2025. 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 zijn verder beschreven in paragraaf 2.2.

Appendices

Appendix A

AG2026 modelbeschrijving

A.1 Definities

De prognosetafel geeft de ‘best estimate’ voor de éénjarige sterftekanen $q_{x,t}^g$ voor de geslachten $g \in \{M, V\}$, voor de leeftijden $x \in X = \{0, 1, 2, \dots, 120\}$ en voor de jaren $t \in T = \{2022, \dots, 2025, \dots, 2200\}$. De éénjarige sterftekans (hierna: de 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 sterftekanen worden niet direct gemodelleerd; in plaats daarvan specificeren we de bijbehorende sterfte-intensiteit (of ‘force of mortality’ of ‘hazard rate’) $\mu_{x,t}^g$. We veronderstellen dat $\mu_{x+s_1,t+s_2}^g = \mu_{x,t}^g$ voor alle $0 \leq s_1, s_2 < 1$. Hieruit volgt

$$q_{x,t}^g = 1 - e^{-\int_0^1 \mu_{x+s,t+s}^g ds} = 1 - e^{-\mu_{x,t}^g}.$$

Elk dynamisch model, op basis waarvan de sterfte-intensiteit $\mu_{x,t}^g$ geprognoseerd kan worden, geeft ook een prognose in termen van sterftekanen via bovenstaande vergelijking.

A.2 Globale beschrijving geselecteerd dynamisch model

We modelleren voor $(x, t) \in X \times T$ voor beide geslachten $g \in \{M, V\}$ de sterfte-intensiteit $\mu_{x,t}^g$:

$$\ln(\mu_{x,t}^g) = \ln(\mu_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}) + \ln(o_{x,t}^g),$$

met $\mu_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$ de pre-covid-sterfte-intensiteit die is bepaald op basis van de data tot en met 2019, en $o_{x,t}^g$ het quotiënt van $\mu_{x,t}^g$ en $\mu_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$, die dus de afwijking vanaf 2022 representeert. Deze afwijking representeert de oversterfte die na de COVID-19 pandemie waarneembaar is in de sterftecijfers.

Pre-covidprognose. De projectie van de pre-covid-sterfte-intensiteit $\mu_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$ komt als volgt tot stand. Eerst wordt het Li-Lee-model⁵ gekalibreerd op historische sterftedata (het accent $\sim$ refereert naar een sterfte-intensiteit gekalibreerd op waargenomen data):

$$\begin{aligned} \ln(\tilde{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}) &= \ln(\tilde{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov},\text{EU}}) + \ln(\tilde{\Delta}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}), \\ \ln(\tilde{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov},\text{EU}}) &= A_x^g + B_x^g K_t^g, \\ \ln(\tilde{\Delta}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}) &= \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g, \end{aligned}$$

met $\tilde{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov},\text{EU}}$ de pre-covid-sterfte-intensiteit voor de referentiegroep van West-Europese landen en $\tilde{\Delta}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$ het quotiënt van $\tilde{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$ en $\tilde{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov},\text{EU}}$ (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

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

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.

De tijdreeksen K_t^g en κ_t^g worden vanuit de laatste waarden geprojecteerd op basis van de tijdreeksparameters θ^g and a^g . Door deze tijdreeksen te combineren met de leeftijdparameters krijgen we een sterfteprojectie $\tilde{\mu}_{x,t}^{g, \text{pre-cov}}$ voor $t > 2019$ die volgt uit het model.

Omdat er vanuit het model niet voor alle leeftijden een nauwe aansluiting is met recente waarnemingen, wordt het startpunt van de projectie aangepast. Het startpunt van de prognose wordt bepaald door recente waarnemingen te middelen en op dit aangepaste startpunt de sterfteverbeteringen uit de modelprognose toe te passen. Dit leidt tot een prognose met een aangepast startpunt, $\check{\mu}_{x,t}^{g, \text{pre-cov}}$. De sterfte-intensiteiten worden met de bekende relatie getransformeerd tot sterftekans. De finale pre-covidprognose 1) start in de prognose met aangepast startpunt van de projectie, en 2) convergeert naar de prognose die direct uit het gekalibreerde model volgt:

$$q_{x,t}^{g, \text{pre-cov}} = w_t \cdot \check{q}_{x,t}^{g, \text{pre-cov}} + (1 - w_t) \cdot \tilde{q}_{x,t}^{g, \text{pre-cov}},$$

waarbij w_t de gewichten zijn die de snelheid van convergentie bepalen. In paragraaf A.3.8 beschrijven we deze convergentie in meer detail.

Aanpassing voor oversterfte. We modelleren de oversterfteterm $o_{x,t}^g$, geïnspireerd op het Lee-Carter-model, als volgt:

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

met $\{\tilde{\mathfrak{B}}_x^g\}$ leeftijdsafhankelijke parameters en $\{\mathfrak{x}_t^g\}$ tijdsafhankelijke grootheden. De waarden van $\mathfrak{x}_t^g$ voor $t = 2022, \dots, 2025$ volgen uit een gekalibreerd weekmodel dat we later in deze Appendix bespreken, terwijl we voor $t > 2025$ veronderstellen

$$\mathfrak{x}_{2025+h}^g = \eta^h \cdot \mathfrak{x}_{2025}^g + (1 - \eta^h) \cdot \mathfrak{x}_\infty^g,$$

met η een parameter en $\mathfrak{x}_\infty^g$ het niveau waar het oversterfteperiode-effect naartoe convergeert. Verschillende waarden van de parameters η en $\mathfrak{x}_\infty^g$ corresponderen met verschillende scenario's voor het toekomstige verloop van de oversterfte:

- $\eta \in (0,1)$ en $\mathfrak{X}_\infty^g = 0$ correspondeert met het scenario ‘**verdwijnend**’: de waarde van $\mathfrak{X}_t^g$ voor $t > 2025$ neemt af met een halfwaardetijd van $\ln(1/2)/\ln(\eta)$.
- De waarde $\eta = 1$ (de waarde $\mathfrak{X}_\infty^g$ is niet van belang) correspondeert met het scenario ‘**structureel**’: de waarde van $\mathfrak{X}_t^g$ voor $t > 2025$ blijft gelijk aan $\mathfrak{X}_{2025}^g$, dus de extra sterfte ten opzichte van de pre-covidperiode verdwijnt niet.
- De waarde $\eta \in (0,1)$ en $\mathfrak{X}_\infty^g \neq 0$ correspondeert met het scenario ‘**nieuw normaal**’: de waarde van $\mathfrak{X}_t^g$ voor $t > 2025$ convergeert naar de limietwaarde $\mathfrak{X}_\infty^g$. Indien $\mathfrak{X}_\infty^g > 0$ is, is de force of mortality op de lange termijn dus verhoogd met een factor $\exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{X}_\infty^g)$. De CSO heeft voor dit scenario gekozen in de prognose AG2026 met de waarde 0,95 voor η en $\mathfrak{X}_\infty^g = 0,25 \cdot \mathfrak{X}_{2025}^g$ wat betekent dat op de lange termijn een kwart van de in 2025 waargenomen oversterfte aanwezig blijft in de sterfteprojectie. De waarde $\eta = 0,95$ impliceert een halfwaardetijd van 13,5 jaar.

A.3 Gedetailleerde beschrijving pre-covidprognose

Hieronder volgt een beschrijving van de totstandkoming van de pre-covidprognose. Eerst wordt de data geïntroduceerd. Daarna volgt de beschrijving van het Li-Lee-model, sluiting van de parameters, het schatten van de tijdreeksparameters en een toelichting hoe de meest waarschijnlijke projectie tot stand komt. Deze elementen zijn vergelijkbaar met AG2024. Daarna volgt een toelichting op het afleiden van een aangepast startpunt van de projectie en hoe deze wordt gecombineerd met de meest waarschijnlijke projectie om tot een nieuwe pre-covidprognose te komen.

A.3.1 Definitie van input data

Voor de kalibratie van het pre-covidmodel gebruiken we de volgende input data:

- d_{xtgc} : het geobserveerd aantal overlijdensgevallen op leeftijd $x \in X^o = \{x_1, \dots, x_X\} = \{0, \dots, 90\}$ in kalenderjaar $t \in \mathcal{T}^{EU} = \{t_1^{EU}, \dots, t_T^{EU}\} = \{1970, \dots, 2019\}$ voor geslacht $g \in \mathcal{G} = \{M, V\}$ in land $c \in \mathcal{C} = \{NLD, BEL, \dots\}$.
- E_{xtgc} : de exposure-to-risk op leeftijd $x \in X^o$ in kalenderjaar $t \in \mathcal{T}^{EU}$ voor geslacht $g \in \mathcal{G}$ in land $c \in \mathcal{C}$.
- $d_{xt}^{EU,g} = \sum_c d_{xtgc}$: het geobserveerd aantal overlijdensgevallen op leeftijd $x \in X^o$ in kalenderjaar $t \in \mathcal{T}^{EU}$ voor geslacht $g \in \mathcal{G}$ in de Europese referentiegroep (inclusief Nederland).
- $E_{xt}^{EU,g} = \sum_c E_{xtgc}$: de exposure-to-risk op leeftijd $x \in X^o$ in kalenderjaar $t \in \mathcal{T}^{EU}$ voor geslacht $g \in \mathcal{G}$ in de Europese referentiegroep (inclusief Nederland).
- $d_{xt}^{NLD,g} = d_{xtg,c=NLD}$: het geobserveerd aantal overlijdensgevallen op leeftijd $x \in X^o$ in kalenderjaar $t \in \mathcal{T}^{NLD} = \{t_1^{NLD}, \dots, t_T^{NLD}\} = \{1983, \dots, 2019\}$ voor geslacht $g \in \mathcal{G}$ in Nederland.
- $E_{xt}^{NLD,g} = E_{xtg,c=NLD}$: de exposure-to-risk op leeftijd $x \in X^o$ in kalenderjaar $t \in \mathcal{T}^{NLD}$ voor geslacht $g \in \mathcal{G}$ in Nederland.

Merk op dat voor Europa en Nederland verschillende kalibratieperiodes worden gebruikt.

A.3.2 Het sterftemodel

Gegeven de input data wordt het sterftemodel in twee stappen geschat:

1. We schatten het Lee-Carter-model op Europese data (separaat voor mannen en voor vrouwen):

$$D_{xt}^{EU,g} \sim \text{Poisson}(E_{xt}^{EU,g} \cdot \mu_{xt}^{EU,g}) \quad \text{met} \quad \ln \mu_{xt}^{EU,g} = A_x^g + B_x^g K_t^g.$$

Na het schatten van dit model, hebben we parameterschattingen $\hat{A}_x^g$, $\hat{B}_x^g$ en $\hat{K}_t^g$ verkregen voor $x \in \mathcal{X}^o$ en $t \in \mathcal{T}^{EU}$.

2. Gegeven de parameterschattingen voor Europa wordt eenzelfde model geschat voor Nederland:

$$D_{xt}^{NLD,g} \sim \text{Poisson}(E_{xt}^{NLD,g} \cdot \mu_{xt}^{NLD,g}) \quad \text{Vergelijking (1)}$$

$$\text{met} \quad \ln \mu_{xt}^{NLD,g} = \ln \hat{\mu}_{xt}^{EU,g} + \alpha_x^g + \beta_x^g \kappa_t^g,$$

waarbij $\hat{\mu}_{xt}^{EU,g}$ de gefitte sterfte-intensiteit voor Europa uit de vorige stap is. Na het schatten van dit model, hebben we parameterschattingen $\hat{\alpha}_x^g$, $\hat{\beta}_x^g$ en $\hat{\kappa}_t^g$ verkregen voor $x \in \mathcal{X}^o$ en $t \in \mathcal{T}^{NLD}$.

Voor zowel Europa als Nederland wordt de log-likelihood geoptimaliseerd. We specificeren deze voor de Europese dataset; die voor de Nederlandse dataset is vergelijkbaar:

$$\log \mathcal{L} \propto \sum_{t=t_1^{EU}}^{t_T^{EU}} \sum_{x=x_1}^{x_X} \{d_{xt}^{EU,g} \cdot \log(E_{xt}^{EU,g} \cdot \mu_{xt}^{EU,g}) - E_{xt}^{EU,g} \cdot \mu_{xt}^{EU,g}\},$$

waarbij $\mu_{xt}^{EU,g}$ gespecificeerd is als functie van de te schatten parameters A_x^g , B_x^g en K_t^g . Voor identificatie van de parameters hanteren we de volgende parameterrestricties: $\sum_x B_x = 1$, $\sum_t K_t = 0$, $\sum_x \beta_x = 1$ en $\sum_t \kappa_t = 0$.

A.3.3 Sluiting van de parameters

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 sterfte-intensiteit voor de West-Europese referentiegroep overeenkomen met de waarden volgens de sluitingsmethode van Kannisto⁶, 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

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

Ten slotte bepalen we $\{\hat{\beta}_x^g\}, x \in \tilde{X}$, zodanig dat de Nederlandse pre-covid-sterfte-intensiteit 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:

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

A.3.4 Het tijdreeksmodel

Zodra alle parameters van het sterftemodel zijn geschat, wordt het tijdreeksmodel gekalibreerd. Voor de Europese periode-effecten wordt een random walk met drift verondersteld, en voor de Nederlandse afwijking een AR(1) proces met constante:

$$\begin{aligned} K_t^g &= K_{t-1}^g + \theta^g + \varepsilon_t^g \\ \kappa_t^g &= c^g + a^g \kappa_{t-1}^g + \eta_t^g, \end{aligned} \quad \text{Vergelijking (2)}$$

waarbij $(\varepsilon_t^M, \varepsilon_t^V, \eta_t^M, \eta_t^V)$ multivariaat normaal verdeeld wordt verondersteld met mean vector gelijk aan $\mathbf{0}_4$ en met covariantiematrix C . Dit kan worden herschreven naar:

$$Y_{t+1} = X_t \Psi + Z_t,$$

met

$$\begin{cases} Y_{t+1} = \begin{bmatrix} K_{t+1}^M - K_t^M \\ K_{t+1}^V - K_t^V \end{bmatrix}, & X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \end{bmatrix}, & \text{en } Z_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^V \end{bmatrix} & \text{voor } t = t_1^{EU}, \dots, t_1^{NL} - 1 \\ Y_{t+1} = \begin{bmatrix} K_{t+1}^M - K_t^M \\ K_{t+1}^V - K_t^V \\ \kappa_{t+1}^M \\ \kappa_{t+1}^V \end{bmatrix}, & X_t = \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 0 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \kappa_t^M & 0 & 1 & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \kappa_t^V & 0 & 1 \end{bmatrix}, & \text{en } Z_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_t^M \\ \varepsilon_t^V \\ \eta_t^M \\ \eta_t^V \end{bmatrix} & \text{voor } t = t_1^{NL}, \dots, t_T^{NL} - 1, \end{cases}$$

en $\Psi = (\theta^M, \theta^V, a^M, a^V, c^M, c^V)$.

De parameters van dit tijdreeksmodel worden geschat door de bijbehorende log-likelihood te optimaliseren:

$$\begin{aligned} \log \mathcal{L} = & \sum_{t=t_1^{EU}}^{t_1^{NL}-1} \left\{ -\frac{1}{2} (Y_{t+1} - X_t \Psi)^T \tilde{C}^{-1} (Y_{t+1} - X_t \Psi) \right\} - \frac{t_1^{NL} - t_1^{EU}}{2} \ln(|\tilde{C}|) - \frac{t_1^{NL} - t_1^{EU}}{2} 2 \ln(2\pi) \\ & + \sum_{t=t_1^{NL}}^{t_T^{NL}-1} \left\{ -\frac{1}{2} (Y_{t+1} - X_t \Psi)^T C^{-1} (Y_{t+1} - X_t \Psi) \right\} - \frac{t_T^{NL} - t_1^{NL}}{2} \ln(|C|) - \frac{t_T^{NL} - t_1^{NL}}{2} 2 \ln(2\pi). \end{aligned}$$

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

A.3.5 Meest waarschijnlijke projectie van sterftekansen

Nadat de leeftijdparameters zijn geëxtrapoleerd naar de hoge leeftijden en het tijdreeksmodel is geschat, kan voor alle leeftijden de sterfte-intensiteit worden geprojecteerd. We verkrijgen meest-waarschijnlijke ('most likely') projecties van de periode-effecten door voor toekomstige jaren de storingstermen in Vergelijking (2) op 0 te stellen. Wanneer we deze meest-waarschijnlijke projecties van de periode-effecten combineren met de geëxtrapoleerde leeftijdseffecten in Vergelijking (1), dan verkrijgen we meest-waarschijnlijke projecties van de sterfte-intensiteit $\hat{\mu}_{xt}^{g, \text{pre-cov}}$. Vervolgens verkrijgen we meest-waarschijnlijke projecties van sterftekansen via de transformatie $\hat{q}_{xt}^{g, \text{pre-cov}} = 1 - \exp(-\hat{\mu}_{xt}^{g, \text{pre-cov}})$.

A.3.6 Aanpassing startpunt projectie

Het startpunt van de projectie op basis van de modelfit sluit niet voor alle leeftijden nauwkeurig aan bij recente waarnemingen. Om de aansluiting tussen projectie en recente waarnemingen te verbeteren, bepalen we het startpunt van de projectie door recente waarnemingen te middelen. Middeling van sterfteobservaties doen we op het niveau van de log van de sterfte-intensiteit, dus op $\ln \mu_{xt}^g$. Er zijn geen waargenomen sterfte-intensiteiten, daarom gebruiken we de waargenomen sterftekans, $m_{xt}^g = d_{xt}^{NLD, g} / E_{xt}^{NLD, g}$ als schatter voor de sterfte-intensiteiten.

Als $t_{\max}$ het laatst waargenomen jaar is en de laatste s jaar worden gebruikt om te middelen, dan schatten we voor de leeftijden 0 tot en met 90 de gemiddelde log sterfte-intensiteit als

$$\begin{aligned} \overline{\ln \mu_{x, t_{\text{ref}}}^g} &= \overline{\ln m_{x, t_{\text{ref}}}^g} = \frac{1}{s} \times \sum_{t=t_{\max}-s+1}^{t_{\max}} \ln m_{xt}^g, & \text{voor } x \in \{0, 1\} \\ \overline{\ln \mu_{x, t_{\text{ref}}}^g} &= \frac{1}{3} \times \frac{1}{s} \times \sum_{u=x-1}^{x+1} \sum_{t=t_{\max}-s+1}^{t_{\max}} \ln m_{ut}^g, & \text{voor } x \in \{2, 3, \dots, 90\} \end{aligned}$$

waarbij t_{ref} het referentiejaar is waar $\overline{\ln \mu_{x, t_{\text{ref}}}^g}$ representatief voor geacht wordt; dit is gelijk aan het midden van de gebruikte kalenderjaren. Voor de leeftijden 0 en 1 middelen we niet over de leeftijden vanwege het afwijkende niveau van sterfte op leeftijd 0. Voor leeftijden 2 tot en met 90 middelen we wel over de omringende leeftijden om robuustheid van de projectie te vergroten. We verkrijgen de gemiddelde sterfte-intensiteit door de exponent te nemen:

$$\check{\mu}_{x, t_{\text{ref}}}^{g, \text{pre-cov}} = \exp\left(\overline{\ln \mu_{x, t_{\text{ref}}}^g}\right) \quad \text{voor } x \in \{0, \dots, 90\}.$$

De CSO heeft gekozen voor de waarde $s = 5$, omdat dit een juiste balans brengt tussen voldoende jaren gebruiken ten behoeve van robuustheid, maar niet te veel jaren waardoor het startpunt te ver verwijderd is van $t_{\max}$. Samen met $t_{\max} = 2019$ leidt deze waarde van s tot $t_{\text{ref}} = 2017$.

Voor leeftijden hoger dan 90 passen we de Kannisto-sluitingsmethodiek toe op de sterfte-intensiteit zoals voor het referentiejaar gedefinieerd. Met andere woorden: de sterfte-intensiteit wordt voor leeftijden $x \in \{91, \dots, 120\}$ bepaald door $\check{\mu}_{x,t_{\text{ref}}}^g$ logistisch-lineair te extrapoleren op basis van de trend geobserveerd in de leeftijden $x \in \{80, \dots, 90\}$.

A.3.7 Projectie vanuit alternatief startpunt

Het uitgangspunt voor alle projecties zijn de sterfteverbeteringen zoals die volgen uit de pre-covidprognose uit het bestaande model zoals in sectie A.3.5 beschreven. We definiëren de sterfteverbeteringen via de relatie:

$$\mu_{x,t} = \mu_{x,t-1} \cdot \exp(-r_{x,t}), \quad \text{Vergelijking (3)}$$

ofwel

$$\begin{aligned} r_{x,t} &= -\ln\left(\frac{\mu_{x,t}}{\mu_{x,t-1}}\right) = \ln(\mu_{x,t-1}) - \ln(\mu_{x,t}) \\ &= B_x(K_{t-1} - K_t) + \beta_x(\kappa_{t-1} - \kappa_t). \end{aligned} \quad \text{Vergelijking (4)}$$

Het resultaat uit Vergelijking (4) laat zien waarom het vanuit het model gezien natuurlijk is om de sterfteverbeteringen te bepalen op het niveau van de sterfte-intensiteiten. In de praktijk gebruiken we het resultaat uit Vergelijking (3), en hiermee verkrijgen we sterfteverbeteringen $\hat{r}_{xt}^g$ voor alle leeftijden $x = 0, \dots, 120$, en voor alle jaren $t = t_{\max} - s + 1, \dots, t_{\max}, \dots, t_{\max} + h$ (dus afgeleid uit de eerder gedefinieerde $\hat{\mu}_{xt}^g$). We gebruiken de resultaten van het model dus ook om voor enkele historische jaren de gefitte sterfteverbeteringen te bepalen.

Het basisprincipe voor het construeren van de verschillende prognoses is dat we de sterfteverbeteringen toepassen zoals die uit het model volgen. Wanneer $t_{\text{ref}} = 2017$, dan passen we dus eerst tweemaal een sterfteverbetering toe die gefit is op data en vanaf 2019 passen we geprojecteerde sterfteverbeteringen toe.

De projectie op basis van een aangepast startpunt wordt dus gedefinieerd als:

$$\check{\mu}_{x,t_{\text{ref}}+h}^{g,\text{pre-cov}} = \check{\mu}_{x,t_{\text{ref}}}^{g,\text{pre-cov}} \cdot \exp\left(-\sum_{j=1}^h \hat{r}_{x,t_{\text{ref}}+j}^g\right)$$

We bepalen de bijbehorende sterftekanen via de bekende relatie $\check{q}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}} = 1 - \exp(-\check{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}})$.

A.3.8 Convergentie tussen prognoses

Vanuit de vorige secties zijn nu twee sterfteprognoses beschikbaar:

- $\hat{q}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$: de projectie conform het Li-Lee-model.
- $\check{q}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$: de projectie op basis van het aangepaste startpunt in combinatie met de sterfteverbeteringen uit het Li-Lee-model.

De finale pre-covid-sterfteprognose die voor AG2026 wordt gebruikt geven we weer via $\hat{q}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$, en deze bepalen we door te starten vanuit de aangepaste prognose, $\check{q}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$, en lineair te convergeren naar de projectie conform het Li-Lee-model, $\hat{q}_{x,t}^{g,\text{pre-cov}}$. De finale pre-covidprojectie start na het jaar 2019 en convergentie vindt plaats in c jaar:

$$q_{x,2019+h}^{g,\text{pre-cov}} = \left(1 - \frac{\min(h, c)}{c}\right) \cdot \check{q}_{x,2019+h}^{g,\text{pre-cov}} + \frac{\min(h, c)}{c} \cdot \hat{q}_{x,2019+h}^{g,\text{pre-cov}}$$

De CSO heeft gekozen voor de waarde van $c = 25$. Deze waarde leidt tot plausibele projecties voor alle leeftijden en is robuust voor data updates.

A.4 Gedetailleerde beschrijving oversterftemodellering

A.4.1 Gebruikte dataset voor de jaren 2022–2025

We bespreken nu de modellering voor de jaren 2020 tot en met 2025. Zoals aangegeven in het hoofdstuk Data zijn de gegevens voor de jaren 2020 en 2021 niet gebruikt in de kalibratie van de oversterfteterm. Dit betekent dat geen modelfit beschikbaar is voor deze jaren. De data voor de jaren 2022 tot en met 2025 zijn wel gebruikt in de kalibratie van de prognosetafel en voor deze jaren is een modelfit beschikbaar. Die wordt hieronder beschreven.

We kalibreren de term $o_{x,t}^g = \exp(\tilde{\mathfrak{B}}_x \mathfrak{x}_t)$ voor de leeftijden $x \in \mathcal{X}^0 = \{0, \dots, 90\}$ voor $t \in \mathcal{T}^a = \{2022, \dots, 2025\}$. Voor de leeftijden $x \in \tilde{\mathcal{X}} = \{91, 92, \dots, 120\}$ en voor $t \in \mathcal{T}^a$ stellen we $o_{x,t}^g$ gelijk aan $o_{90,t}^g$.

De parameterwaarden van $o_{x,t}^g$ zijn voor de leeftijden $x \in \mathcal{X}^0$ bepaald met behulp van hetzelfde model op weekbasis als het model dat voor AG2022 en AG2024 gebruikt is. Echter, de leeftijdsrange is uitgebreid van 55 t/m 90 naar 0 t/m 90 waarbij het leeftijdseffect $\tilde{\mathfrak{B}}_x$ constant wordt verondersteld voor de leeftijden $x \in \{0, \dots, 40\}$. Voor de kalibratie van het weekmodel is gebruik gemaakt van sterftecijfers per week, per individuele leeftijd en per geslacht over de jaren 2016 tot en met 2025. Deze data zijn verkregen door een maatwerkuitvraag bij het CBS. Het aantal overlijdens in week w van jaar t met leeftijd $x \in \mathcal{X}^0$ van geslacht $g \in \mathcal{G}$ 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 tot en met 2025 worden vervolgens gebruikt om het weekmodel voor die jaren te kalibreren. Daarvoor zijn ook de exposures van 2022 tot en met 2025 op weekbasis nodig. Deze exposures worden bepaald via lineaire interpolatie op de populatiestanden $P_{m,t}^g$ voor de populatie van geslacht g aan het begin van maand m van jaar t .⁷ Daarmee bepalen we voor $t \in \mathcal{T}^a$ en voor $w \in \mathcal{W}_t = \{w_1, \dots, w_t\}$ (de set aan weken in jaar t):⁸

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

8 – $W_{2022} = \{0, \dots, 52\}$, $W_{2023} = \{0, \dots, 52\}$, $W_{2024} = \{1, \dots, 53\}$ en $W_{2025} = \{1, \dots, 53\}$.

$$E_{x,w,t}^g = \frac{N_{w,t}}{365\frac{1}{4}} \cdot \frac{\sum_{d \in \mathcal{D}_{w,t}} \tilde{P}_{x,d,t}^g}{N_{w,t}}$$

met $\mathcal{D}_{w,t}$ de verzameling met de dagen van week w in jaar t , $N_{w,t}$ het aantal elementen in de verzameling $\mathcal{D}_{w,t}$, dus het aantal dagen in week w van jaar t , en $\tilde{P}_{x,d,t}^g$ de geschatte populatie van geslacht g , leeftijd x op dag d van jaar t , verkregen door lineair te interpoleren tussen de maanddata $P_{m,t}^g$ op grond van het getelde aantal dagen per week en maand.

A.4.2 Kalibratiemethode weekmodel

De volgende stappen worden apart doorlopen om $\phi_{x,t}^g$ voor leeftijden $x \in X^0 = \{0, \dots, 90\}$ voor de beide geslachten $g \in \mathcal{G}$ en voor de jaren $t \in \mathcal{T}^a = \{2022, \dots, 2025\}$ 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 (geslachtsonafhankelijk) weekeffect $\phi_{w,t}$ te schatten dat weergeeft hoe de sterfte gedurende het jaar t over de weken $w \in \mathcal{W}_t$ voor $t \in \mathcal{T}^a$ is verdeeld. We bepalen hiervoor de historisch waargenomen totale sterfte voor de weken⁹ $w \in \{1, \dots, 52\}$ over de jaren $t \in \{2016, \dots, 2019\}$, waarbij we sommeren over de leeftijden $x \in \{55, \dots, 90\}$ ¹⁰ en beide geslachten:

$$d_w^{tot} = \sum_{t=2016}^{2019} \sum_{g \in \mathcal{G}} \sum_{x=55}^{90} d_{x,w,t}^g.$$

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 `spcsp`. Op grond van visuele inspectie is gekozen voor $\lambda = 0,03$ (de parameter die de afweging maakt tussen ‘fit’ en ‘smoothness’). Voor gebroken weken $w = 0$ en $w = 53$ nemen we aan dat $\Phi(0) = \Phi(53) = \frac{\Phi(52) + \Phi(1)}{2}$. We bepalen dan

$$\phi_{w,t} = \frac{\Phi(w)}{\sum_{u \in \mathcal{W}_t} \Phi(u) \cdot N_{u,t} / \sum_{u \in \mathcal{W}_t} N_{u,t}} = \frac{\Phi(w) \cdot \sum_{u \in \mathcal{W}_t} N_{u,t}}{\sum_{u \in \mathcal{W}_t} \Phi(u) \cdot N_{u,t}},$$

zodat het aantal dagen-gewogen gemiddelde seizoenseffect gelijk is aan 1.

9 – 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.

10 – We gebruiken hier dezelfde leeftijden als die gebruikt zijn in AG2022 en AG2024 om het seizoenseffect te bepalen; sterker: we gebruiken hetzelfde seizoenseffect. Gevoeligheidsanalyses naar het gebruik van het seizoenseffect tonen beperkte impact op de oversterfteparameters zolang leeftijden 55–90 zijn gebruikt om het seizoenseffect te kalibreren en het seizoenseffect op die leeftijden wordt toegepast.

De maximum likelihood methode wordt vervolgens toegepast op de Nederlandse weekdata om $\mathfrak{B}_x^g$ voor $x \in X^0$ en $\mathfrak{K}_{w,t}^g$ voor $w \in \mathcal{W}_t$ en $t \in \mathcal{T}^a$ te schatten, via

$$\max_{\{\mathfrak{B}_x^g, \mathfrak{K}_{w,t}^g\}} \prod_{x \in X^0} \prod_{t \in \mathcal{T}^a} \prod_{w \in \mathcal{W}_t} \frac{(E_{x,w,t}^g \mu_{x,w,t}^g)^{d_{x,w,t}^g} \exp(-E_{x,w,t}^g \mu_{x,w,t}^g)}{d_{x,w,t}^g!},$$

met $\mu_{x,w,t}^g = \mu_{x,t}^{g,\text{pre-covid}} \cdot \varphi_{w,t} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g)$, met de restrictie dat $\mathfrak{B}_x^g := \mathfrak{B}_{0/40}^g$ voor $x \in \{0, \dots, 40\}$ en met als normalisatie $\sum_{x=0}^{90} \mathfrak{B}_x^g = 1$. Merk op dat de weekdata voor leeftijden $x \in \{0, \dots, 40\}$ dus volledig worden gebruikt om de parameter $\mathfrak{B}_{0/40}^g$ te schatten.

De volgende stap is het bepalen van de aggregaerde tijdseffecten over alle weken van het jaar $\mathfrak{X}_t^g$ voor $t \in \mathcal{T}^a$ en de bijbehorende $\mathfrak{B}_x^g$ voor $x \in X^0$.

We bepalen eerst $\mathfrak{X}_t^g$ door voor $t \in \mathcal{T}^a$ te stellen dat de jaarlijkse overlevingskans gelijk moet zijn aan het product van de wekelijkse overlevingskansen voor dat jaar:

$$\exp(-\mu_{x,t}^{g,\text{pre-covid}} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{X}_t^g)) = \prod_{w \in \mathcal{W}_t} \exp\left(-\frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in \mathcal{W}_t} N_{u,t}} \mu_{x,t}^{g,\text{pre-covid}} \cdot \varphi_{w,t} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g)\right).$$

Door een logaritme te nemen aan beide zijden, te delen door $-\hat{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-covid}}$, nogmaals de logaritme te nemen en te sommeren over de leeftijden $x \in X^0$, gebruikmakend van de normalisatie $\sum_{x=0}^{90} \mathfrak{B}_x^g = 1$, vinden we

$$\mathfrak{X}_t^g = \sum_{x=0}^{90} \ln\left(\sum_{w \in \mathcal{W}_t} \varphi_{w,t} \cdot \frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in \mathcal{W}_t} N_{u,t}} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g)\right).$$

We bepalen vervolgens $\mathfrak{B}_x^g$ door overleving over de gehele jaren 2022 tot en met 2025 gelijk te stellen aan de overleving over alle weken binnen de jaren 2022 tot en met 2025:

$$\begin{aligned} & \prod_{t=2022}^{2025} \exp(-\hat{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-covid}} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{X}_t^g)) \\ &= \prod_{t=2022}^{2025} \prod_{w \in \mathcal{W}_t} \exp\left(-\frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in \mathcal{W}_t} N_{u,t}} \hat{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-covid}} \cdot \varphi_{w,t} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g)\right). \end{aligned}$$

Herschrijven geeft

$$\sum_{t=2022}^{2025} \hat{\mu}_{x,t}^{g,\text{pre-covid}} \sum_{w \in \mathcal{W}_t} \frac{N_{w,t}}{\sum_{u \in \mathcal{W}_t} N_{u,t}} (\exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{X}_t^g) - \varphi_{w,t} \cdot \exp(\mathfrak{B}_x^g \mathfrak{K}_{w,t}^g)) = 0.$$

Deze niet-lineaire vergelijking in $\mathfrak{B}_x^g$ kan voor elke leeftijd $x \in X^0$ apart numeriek worden opgelost. Stel dit geeft als oplossingen $\tilde{\mathfrak{B}}_x^g$. Dan bepalen we tot slot $\mathfrak{B}_x^g$ (zodanig dat $\sum_{x=0}^{90} \mathfrak{B}_x^g = 1$) en $\mathfrak{x}_t^g$ via normalisatie

$$\mathfrak{B}_x^g = \tilde{\mathfrak{B}}_x^g / \sum_{x=0}^{90} \tilde{\mathfrak{B}}_x^g, \quad \text{en} \quad \mathfrak{x}_t^g = \tilde{\mathfrak{x}}_t^g / \sum_{x=0}^{90} \tilde{\mathfrak{B}}_x^g.$$

Als laatste stap sluiten we de tafel via de extrapolatie $\mathfrak{B}_x^g = \mathfrak{B}_{90}^g$, $x \in \tilde{X} = \{91, 92, \dots, 120\}$. Dit impliceert dat $o_{x,t}^g = o_{90,t}^g$ voor de leeftijden $x \in \tilde{X}$. Merk op na transformatie van wekeffecten naar jaareffecten, de leeftijdsparameters $\mathfrak{B}_x^g$ niet meer exact gelijk zijn voor $x \in \{0, \dots, 40\}$, maar nog wel een zeer stabiel verloop tonen, wat zonder de restrictie $\mathfrak{B}_x^g := \mathfrak{B}_{0/40}^g$ niet het geval is.

A.5 Verder gebruik van de uitkomsten

De uitkomsten van het model kunnen breder worden gebruikt dan alleen sterftekansen projecteren. Twee toepassingen worden hieronder beschreven: het berekenen van cohort- en periodelevensverwachtingen, en stochastische projecties van sterftekansen construeren.

A.5.1 Cohort- en periodelevensverwachting

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:

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

Merk op dat we volgens bovenstaande formule ‘diagonaal door de prognosetafel lopen’. De kans dat de persoon op tijdstip $t + k$ nog leeft is immers het product van overlevingskansen $1 - q_{x+s,t+s}^g$ 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

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

die uitgaat van de veronderstelling dat de sterftekansen 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. De (resterende) cohortlevensverwachting betreft een verwachting van de resterende levensduur van echte personen; de periodelevensverwachting is een statistiek om sterftekansen over verschillende leeftijden in één getal samen te vatten.

A.5.2 Simulatie van 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.

Appendix B

Modelportefeuilles

In deze appendix wordt toegelicht op basis van welke modelportefeuille en actuariële grondslagen de procentuele effecten op de voorzieningen zijn vastgesteld. De formules van de actuariële factoren zijn bijgevoegd.

Modelportefeuilles voorziening

Voor het vaststellen van het effect op de voorziening van de modelportefeuille is een bestand met mannen en vrouwen gehanteerd. Deze hebben een (naar voorziening) gewogen gemiddelde leeftijd van circa 55 jaar.

De modelportefeuille kent aanspraken levenslang oudedagpensioen en levenslang partnerpensioen.

Bij mannen staan de aanspraken die voortkomen uit mannelijke hoofdverzekerden (dus inclusief de weduwen van overleden mannen bij ingegaan partnerpensioen) en bij vrouwen staan de aanspraken die voortkomen uit vrouwelijke hoofdverzekerden (dus inclusief de weduwnaars van overleden vrouwen bij ingegaan partnerpensioen).

	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 aanspraken 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 aanspraken per pensioensoort voor modelportefeuille vrouwen.

Actuariële grondslagen

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

- Overlevingstafels: Prognosetafel AG2026 met startjaar 2027
- Leeftijdscorrecties en/of ervaringssterfte: geen
- Rekenrente: 3,0%
- Pensioenleeftijd: 65 jaar
- 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).
 - Partner en hoofdverzekerde hebben een verschillend geslacht.
- 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 de deelnemer
- y de leeftijd van de partner

Noot: In het onbepaald partnersysteem wordt gerekend met een partner van het andere geslacht.

- 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

Annuïtaire 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:

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

Annuïtaire 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: $U_x^{\text{ipp}} \cdot \tilde{a}_{x/y}$
- Voorziening ingegaan partnerpensioen: $U_y^{\text{ipp}} \cdot \bar{a}_y$

Formules berekeningen inkoopfactoren

- Inkoopfactor direct ingaande uitkering: $\bar{a}_x$
- Inkoopfactor latent partnerpensioen: $\tilde{a}_{x/y}$

Appendix C

Literatuur en gehanteerde data

Literatuur

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

Commissie Sterfte Onderzoek (2024). Prognosetafel AG2024. Koninklijk Actuarieel Genootschap.

Kannisto, V. (1994). Development of oldest-old mortality, 1950–1990: Evidence from 28 developed countries (Vol. 1). University Press of Southern Denmark.

Li, N., & Lee, R. D. (2005). Coherent mortality forecasts for a group of populations: An extension of the Lee–Carter method. *Demography*, 42(3), 575–594.

van Berkum, F., Melenberg, B., & Vellekoop, M. (2025). Estimating the impact of COVID-19 on mortality using granular data. *Insurance: Mathematics and Economics*, 121, 144–156.

Weekdata voor sterfte vanuit CBS voor jaren 2020–2025

Gehanteerde data

Voor het modelleren van de sterfte tot en met 2019 in alle landen is gebruik gemaakt van de databases van HMD¹¹. De data uit HMD is op 17 maart 2026 gedownload. Tabel C.1 geeft per geografisch gebied aan welke HMD-versie als input is gehanteerd.

Land	HMD-versie
België	2025.10.21
Denemarken	2025.03.26
Finland	2025.06.02
Frankrijk	2025.07.14
Duitsland	2022.06.03
IJsland	2025.04.25
Ierland	2025.01.23
Luxemburg	2026.01.15
Nederland	2025.09.16
Noorwegen	2025.09.09
Oostenrijk	2024.12.12
Zweden	2025.05.29
Verenigd Koninkrijk	2025.02.03
Zwitserland	2025.09.26

Tabel C.1 – Databronnen AG2026 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 geselecteerde 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 2016 tot en met 2025. Ook hebben we populatiegegevens per maand van het CBS¹² gebruikt om tot de exposures voor die jaren te komen.

De data voor weeksterfte in Nederland in 2016 tot en met 2025 is niet op de website van het AG gepubliceerd, omdat dit een maatwerklevering van het CBS in opdracht van het AG betreft.

11 – <http://www.mortality.org/>

12 – Populatiegrootte (P-waarden), gedownload op 17 maart 2026:
<https://opendata.cbs.nl/#/CBS/nl/dataset/85721NED/table?ts=1716895484058>

Appendix D

Commissie & Werkgroep

De Prognosetafel AG2026 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.

De commissie, de werkgroep en de Raad van advies bestaan medio 2026 uit de volgende leden.

Commissie Sterfte Onderzoek (CSO)

F. (Frank) van Berkum PhD
drs. A.Th. (Sander) Biesma AAG RC RBA, voorzitter
C.C.A. (Carlo) Jonk MSc AAG
M.J.A. (Marieke) Klein MSc AAG
drs. J. (Hans) de Mik CFA AAG, vicevoorzitter
J.I. (Janinke) Tol MSc AAG
ir. R.E.J.M. (Raymond) Waucomont AAG
ir. drs. M.R. (Marco) van der Winden AAG MBA

Werkgroep Prognosetafels

J.M.H.H. (Joyce) Delsing MSc AAG
L.M. (Lisa) Foppen MSc AAG
D. (Dave) 't Hart MSc AAG
C.J. (Mélanie) de Looze MSc AAG
ir. drs. C.C. (Carry) Mout AAG
B. (Brian) Möllenkamp MSc
Z.X.S. (Zeus) Paraguas MSc
F.C. (Frank) Tesselaar MSc
M.P.G.W. (Max) Thönissen MSc FRM AAG, voorzitter

Raad van advies

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



Uitgave

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

Vormgeving

Stahl Ontwerp

Druk

De Mediagraaf