

# Bevolkingsprognose 2012–2060: model en veronderstellingen betreffende de sterfte

*Lenny Stoeldraijer<sup>1)</sup>, Coen van Duin<sup>1)</sup> en Fanny Janssen<sup>2)3)</sup>*

Als onderdeel van de bevolkingsprognose publiceert het CBS om het jaar een langetermijnprognose voor de sterftekansen en de levensverwachting in Nederland. De nieuwste update van deze prognose is op 13 december 2012 verschenen. Het model voor de sterfteprognose is daarin aangepast. De afgelopen jaren waren regelmatig grote bijstellingen in de prognose noodzakelijk. Om tot een betrouwbaardere en meer robuuste prognose te komen, wordt in de nieuwe methode ook rekening gehouden met de sterfteontwikkelingen in andere West-Europese landen. Bovendien wordt informatie over ontwikkelingen in het rookgedrag op een systematische wijze in de prognose betrokken, wat in het oude model op beperktere schaal gebeurde. Waar de oude prognose een sterke remming voorzag van het stijgingstempo van de levensverwachting, daalt dit volgens de nieuwe prognose geleidelijker. Volgens de nieuwe prognose stijgt de periode-levensverwachting bij geboorte tussen 2012 en 2060 voor mannen met 7,8 en voor vrouwen met 7,0 jaar, om uit te komen op respectievelijk 87,1 en 89,9 jaar. Ten opzichte van de vorige prognose is dit een verhoging van 2,6 jaar voor mannen en van 2,5 jaar voor vrouwen. Op de korte termijn zijn er slechts kleine verschillen tussen de prognoses van 2012 en 2010.

## 1. Inleiding

Het CBS publiceert om het jaar een nieuwe bevolkingsprognose voor de lange termijn. Een onderdeel van de bevolkingsprognose is de prognose van de leeftijdsspecifieke sterftekansen. Deze liggen ten grondslag aan de berekening van het verwachte aantal sterfgevallen per jaar. Op basis van de sterftekansen worden verder sterftematen zoals de periode- en cohort-levensverwachtingen berekend. Deze worden gebruikt door onder meer pensioenverstrekkers en bij doorberekeningen van toekomstige overheidsuitgaven.

De prognoses van 2004 tot en met 2010 gebruikten een model dat uitging van uitsluitend Nederlandse data en maakten onderscheid naar tien groepen van doodsoorzaken (De Jong en Van der Meulen, 2005, Van Duin et al., 2011). Het model voor de prognose van 2012 gebruikt in plaats daarvan een onderverdeling naar rookgerelateerde en niet-rookgerelateerde sterfte en houdt ook rekening met sterfteontwikkelingen in andere West-Europese landen. Deze benadering is gebaseerd op de belangrijke rol van roken in de sterftetrends en plaatst de geobserveerde sterftefluctuaties voor Nederland in een internationale context. De methodologie leidt tot een stabielere trend die vervolgens als basis dient voor de projectie. De verwachting is dat hierdoor de bijstellingen tussen opeenvolgende prognoses kleiner zullen worden. De nieuwe methode voor de sterfteprognose is een verfijning van de methode gebruikt als onderdeel van de Volksgezondheid Toekomst Verkenning 2010 van het RIVM (Janssen en Kunst, 2010, Janssen et al., te verschijnen).

Dit artikel beschrijft, in hoofdlijnen, de inhoudelijke argumentatie achter het gekozen sterfteprognosemodel (paragraaf 1.1–1.4) en de schattingen op basis van dit model (paragraaf 2). Paragraaf 3 beschrijft de uitkomsten van de huidige prognose en maakt een vergelijking met de uitkomsten van de prognose in 2010. Paragraaf 4 geeft een korte samenvatting.

<sup>1)</sup> Centraal Bureau voor de Statistiek, Den Haag

<sup>2)</sup> Population Research Centre, Faculteit Ruimtelijke Wetenschappen, Rijksuniversiteit Groningen.

<sup>3)</sup> FarmacoEpidemiologie en FarmacoEconomie, Faculteit Wiskunde en Natuurwetenschappen, Rijksuniversiteit Groningen.

### 1.1 Ontwikkelingen in de sterfte

Sinds het midden van de 19e eeuw dalen de sterftetekansen in Nederland en andere geïndustrialiseerde landen. Vooruitgang in medische kennis en technologie en betere hygiëne, voeding en leefomstandigheden leidden ertoe dat het risico om voortijdig te overlijden sterk terugliep. Op basis van de sterftetekansen in hun geboortear jaar zouden een Nederlands jongetje en meisje uit 1870 gemiddeld 36 en 39 jaar oud zijn geworden. Een eeuw later was de periode-levensverwachting bij geboorte opgelopen tot respectievelijk 71 en 77 jaar. Het grootste deel van deze stijging kwam door een daling van de sterfte op jonge leeftijden. Meer recent wordt de ontwikkeling van de levensverwachting vooral bepaald door sterftedalingen bij de hogere leeftijden, aangezien de sterfte op jonge leeftijden al zo laag is dat een verdere daling de levensverwachting nog maar weinig beïnvloedt.

De daling van de sterftetekansen en de toename in de levensverwachting verlopen niet gelijkmatig over de jaren. Periodes van relatieve stagnatie worden gevolgd door periodes van versnelde stijging, die later vaak tijdelijk blijken te zijn. Zo is tussen 1950 en 1970 de levensverwachting van mannen toegenomen met maar 0,3 jaar per decennium, terwijl de levensverwachting van vrouwen in die periode toenam met 2,0 jaar per decennium (grafiek 1.1.1). In de periode 1970-2002 steeg de levensverwachting voor mannen vervolgens met 1,6 jaar per decennium. Bij de vrouwen was er in de jaren '70 nog een sterke toename van 2,7 jaar, maar daarna vertraagde de groei tot 0,7 jaar per decennium over de periode 1980-2002. Vanaf 2002 versnelde de stijgende trend bij zowel mannen als vrouwen sterk. De gemiddelde toename per decennium in de periode 2002-2011 bedroeg 3,5 jaar voor mannen en 2,4 jaar voor vrouwen.

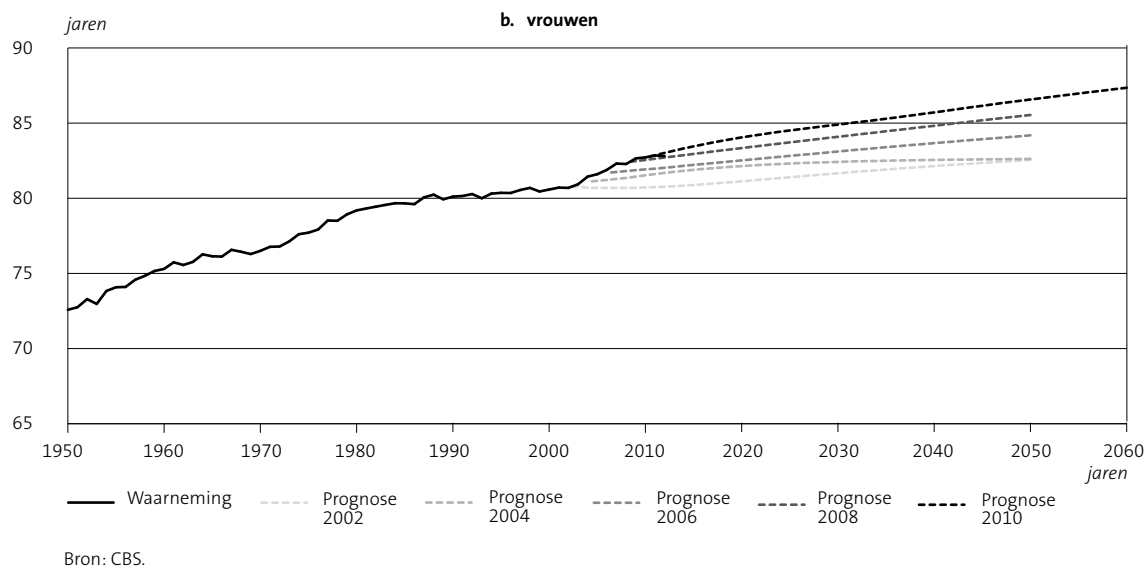
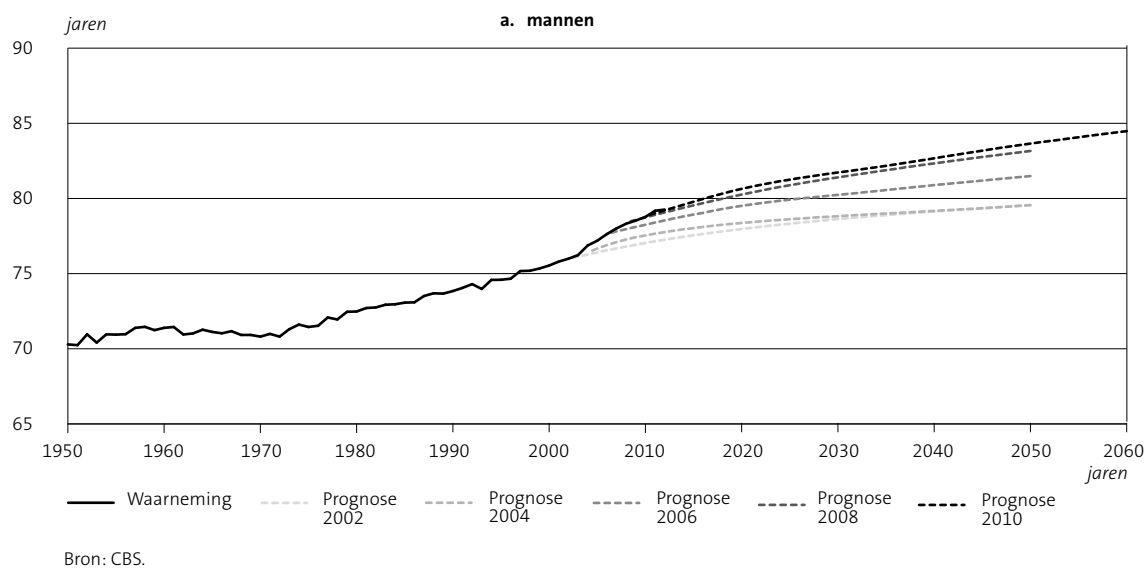
Doordat de toename in de levensverwachting voor mannen anders verliep dan voor vrouwen, varieert het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen over de jaren. In 1950 bedroeg het verschil 2,3 jaar. Door de stagnatie in de toename van de levensverwachting van mannen groeide dit naar 6,7 jaar begin jaren '80. Daarna stagneerde de groei in de levensverwachting van vrouwen, waardoor het verschil weer afnam. Ook in de periode vanaf 2002, waarin de levensverwachting van zowel mannen als vrouwen sterk toenam, daalde het verschil. In 2011 was het teruggelopen tot 3,7 jaar.

De (onverwacht) versnelde stijging van de levensverwachting sinds 2002 betekende dat de kortetermijnontwikkeling niet aansloot bij de langetermijntrend. Dit leidde tot onderschattingen in opeenvolgende CBS-prognoses (grafiek 1.1.1). De levensverwachting die voor 2050 werd voorzien in de prognose van 2002 en 2004, werd in 2011 al vrijwel bereikt. In de prognoses van 2006 en 2008 werden de vooruitzichten voor de levensverwachting naar boven bijgesteld, maar bleek er nog steeds een onderschatting te zijn. In de prognose van 2010 werden de vooruitzichten voor de levensverwachting verder verhoogd. In 2012 bleek dat de prognose van 2010 de levensverwachting voor mannen correct heeft voorspeld, maar dat deze voor vrouwen 0,2 jaar te hoog is geschat<sup>4)</sup>.

Het herhaaldelijk onderschatten van de toekomstige levensverwachting door prognoses gebeurt niet alleen in Nederland, maar is een wereldwijd fenomeen (Oeppen en Vaupel, 2002). Vaak waren onderschattingen een gevolg van de aanname dat de levensverwachting een biologisch vastliggende maximum waarde naderde en dus niet veel meer kon stijgen. Hoewel in de CBS-prognose uit 2010 niet zo'n aanname is gedaan, voorzagt ook deze prognose een sterke afremming van de toename van de levensverwachting.

<sup>4)</sup> We vergelijken met de geraamde levensverwachting voor 2012, op basis van de voorlopige sterftecijfers tot en met week 44. Hierop zit nog een onzekerheidsmarge van ongeveer 0,2 jaar

### 1.1.1 Levensverwachting bij geboorte, waarneming en prognose



#### 1.2 De rol van roken

Voor Nederland kunnen de historische periodes van stagnatie (vooral voor mannen) en de schommelingen in het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen voor een groot deel verklaard worden door roken. Roken is een belangrijke factor voor de levensverwachting (Peto et al., 1996). Met de methode die beschreven wordt in paragraaf 2.3 kan de levensverwachting gecorrigeerd worden voor het effect van roken. Na deze correctie blijken de stagnatie onder mannen in de periode 1950–1970 en de verschillen in de ontwikkeling tussen de geslachten grotendeels verdwenen. Over de periode 1970–2011 bleef het verschil in levensverwachting zonder roken tussen mannen en vrouwen rond de 3 jaar (grafiek 1.2.1).

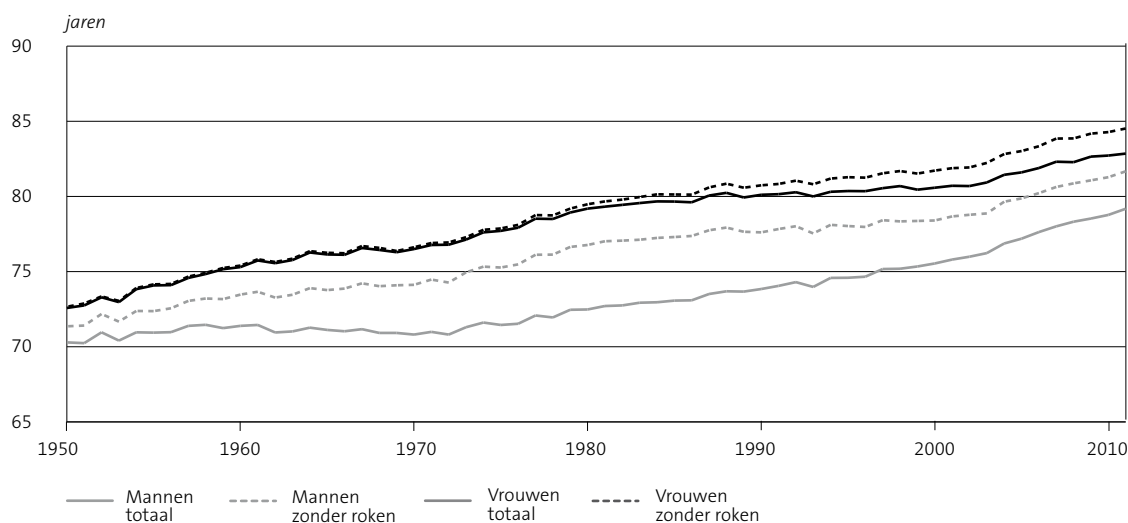
Het verschil in de totale levensverwachting en de levensverwachting zonder roken is verschillend voor mannen en vrouwen, doordat mannen eerder en massaler zijn begonnen met roken (zie ook Lopez et al.,

1994). Tot begin jaren '70 nam de totale levensverwachting voor mannen nauwelijks toe, terwijl de levensverwachting zonder roken wel toenam (grafiek 1.2.1). Door de sterke afname van het aandeel rokers onder mannen vanaf de jaren '50 liep de totale levensverwachting voor mannen sinds begin jaren '80 in op de levensverwachting zonder roken.

Ook vrouwen roken momenteel minder dan in de jaren '70, maar doordat het effect van roken vertraagd doorwerkt op de sterfte, is voor vrouwen de totale levensverwachting sinds 1980 minder toegenomen dan de levensverwachting zonder roken. Veranderend rookgedrag zorgt dus voor een duidelijk niet-lineair patroon in de levensverwachting.

Doordat veranderingen in rookgedrag vertraagd doorwerken in de sterfte, geven de huidige rooktrends informatie over wat er in de ( nabije) toekomst verwacht mag worden. Als gevolg van de daling van het aandeel rokende vrouwen in de afgelopen decennia zal de totale levensverwachting van vrouwen weer inlopen op de levensverwachting zonder roken, net als bij mannen is gebeurd. Het doortrekken van de huidige trend bij vrouwen in de totale sterfte zal daarom leiden tot een onderschatting van de levensverwachting op de lange termijn, omdat dan geen rekening wordt gehouden met een afname van de sterfte gerelateerd aan roken als gevolg van het gedaalde aandeel rokende vrouwen. Daarnaast valt te verwachten dat, wanneer de afname van het percentage rokers doorzet, het geslachtsverschil uiteindelijk terugloopt tot rond de 3 jaar, overeenkomstig het verschil in levensverwachting voor niet-rokende mannen en vrouwen.

### 1.2.1 Totale levensverwachting en levensverwachting zonder roken, bij geboorte



Bron: CBS.

### 1.3 Resterende fluctuaties in de levensverwachting

De periodes van stagnatie en sterkere toename van de levensverwachting die overblijven na correctie voor roken zijn voor mannen en vrouwen bijna gelijk (grafiek 1.2.1). Eind jaren '60 was er een stagnatie, waarna er vanaf begin jaren '70 een sterke stijging inzette. De toename van de levensverwachting stagneerde vervolgens weer in de jaren '80 en '90, gevolgd door een sterke toename vanaf 2002. Onderzoek naar de omslag van stagnatie naar sterke groei in 2002 suggereert dat de causale factoren onmiddellijk optraden in plaats van met een langdurige vertraging: de sterfte nam in bijna alle leeftijdsgroepen gelijktijdig af (Mackenbach en Garssen, 2011). Van de vier onderzochte categorieën lijken veranderingen in de

gezondheidszorg de beste kandidaat om de verandering van de sterftetrends te verklaren. Voorbeelden van deze veranderingen zijn een toename van de uitgaven aan gezondheidszorg en het aantal ziekenhuisopnames, beide gevolgen van een versoepeling van budgettaire beperkingen door de overheid. Het gepresenteerde bewijs is echter slechts indirect. Er waren geen plotselinge veranderingen in de gezondheidstoestand van ouderen, in hun fysieke of sociale omgeving of in hun levensstijl die deze omkering zouden kunnen verklaren.

Zoals eerder aangegeven blijken periodes van relatieve stagnatie of versnelde stijging later vaak tijdelijk. Dit komt ook naar voren als de ontwikkeling van de levensverwachting in Nederland in een internationale context wordt geplaatst.

#### *1.4 Nederland in vergelijking met andere West-Europese landen*

Als gevolg van de schommelingen in de sterftetrends heeft het niveau van de levensverwachting in Nederland door de jaren heen een andere positie ingenomen dan die in andere geselecteerde landen in West-Europa <sup>5)</sup>. Tot 1970 was de levensverwachting in Nederland voor zowel mannen als vrouwen bovengemiddeld vergeleken met andere West-Europese landen (grafiek 1.4.1). Doordat voor mannen de jaarlijkse toename na 1970 in deze andere landen doorgaans hoger lag, was de levensverwachting in Nederland rond 2000 afgezakt naar het gemiddelde. Door de sterke stijging van de levensverwachting voor Nederlandse mannen sinds 2002 ligt hun levensverwachting sinds 2005 weer boven het gemiddelde niveau voor West-Europese mannen. De levensverwachting van Nederlandse vrouwen stagneerde vanaf 1980 in vergelijking met die van West-Europese vrouwen. De levensverwachting van Nederlandse vrouwen lag daardoor rond de eeuwwisseling onder het West-Europees gemiddelde. Sinds 2002 loopt de levensverwachting van Nederlandse vrouwen ook iets in, maar de levensverwachting blijft nog ruim onder het West-Europese gemiddelde.

Ook andere landen in West-Europa hebben te maken gehad met tijdelijke versnellingen en vertragingen in de ontwikkelingen van de levensverwachting (grafiek 1.4.1). De omslagpunten en de duur van periodes met stagnatie of herstel verschillen echter per land. Opvallend aan de gemiddelde levensverwachting van de geselecteerde West-Europese landen is dat de jaarlijkse toename over de periode 1970-2008 nagenoeg constant is en de levensverwachting voor mannen en vrouwen een bijna rechte lijn vormt. Bovendien neemt de spreiding in levensverwachting tussen de landen niet toe, wat betekent dat over de langere termijn de individuele landen de trend van de groep volgden. Dit is een logisch gevolg van vooral universele sociaaleconomische ontwikkelingen en een over het algemeen gelijke ontwikkeling van medische zorg en leefstijl in de West-Europese landen. Daarnaast is er sprake van benchmarking: preventie- of behandelmethode uit beter presterende landen kunnen worden overgenomen wanneer blijkt dat de ontwikkelingen op het gebied van sterftereductie in een bepaald land achterblijft. Een voorbeeld is de toegenomen aandacht voor zuigelingensterfte in Nederland toen bleek dat de daling hiervan achterbleef bij die in andere Europese landen.

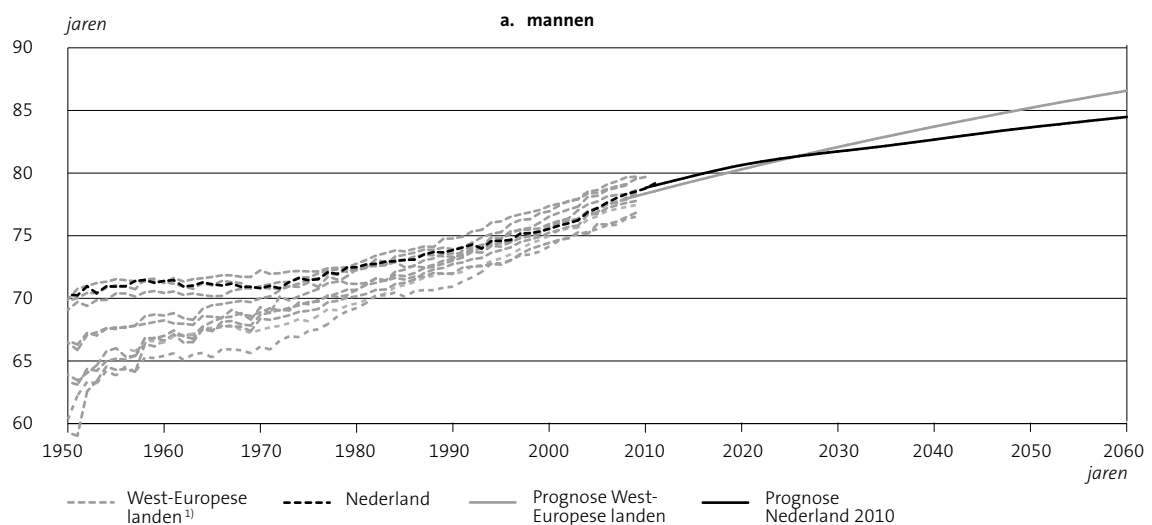
In grafiek 1.4.1 is een prognose opgenomen voor de levensverwachting in de West-Europese landen met behulp van het Lee-Carter extrapolatiemodel (Lee en Carter, 1992). Hierbij is geen rekening gehouden met de invloed van roken op de sterfte. Het Lee-Carter extrapolatiemodel is een in andere landen veelgebruikte methode waarbij de historische sterftequotiënten worden geëxtrapoleerd. De toename in de levensverwachting van West-Europese mannen daalt volgens dit model van de huidige 3,0 jaar per

<sup>5)</sup> Denemarken, Finland, Frankrijk, Duitsland, Italië, Noorwegen, Spanje, Zweden, Zwitserland en Engeland&Wales, bron HMD (2012). In het vervolg wordt verwezen naar deze groep als West-Europese landen.

decennium naar 1,4 jaar per decennium na 2050. Voor West-Europese vrouwen daalt de toename van 2,0 jaar per decennium naar 1,2 jaar per decennium.

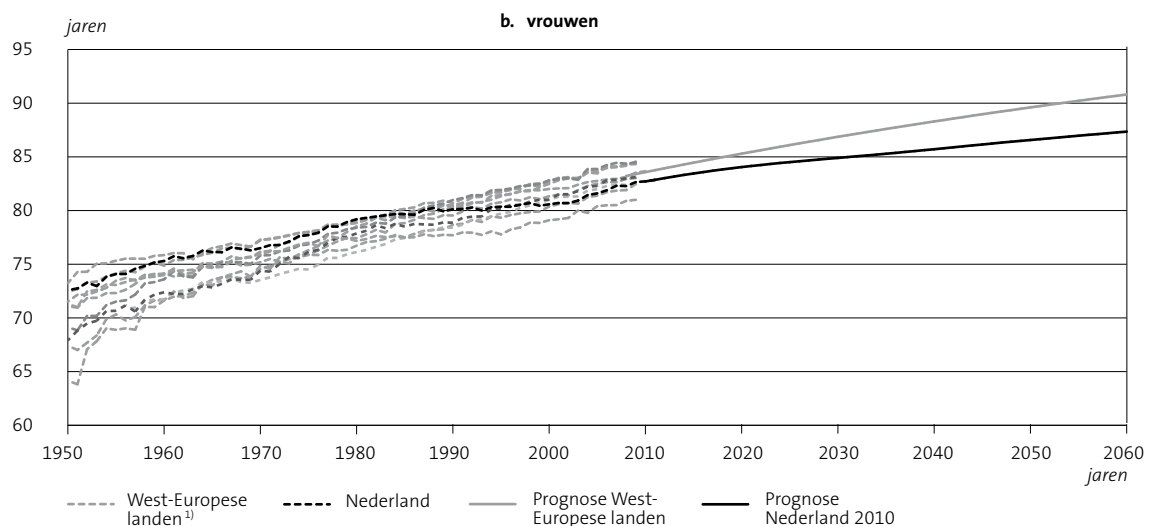
Het valt op dat de CBS-prognose in 2010, die zich baseert op de relatief minder gunstige ontwikkelingen in Nederland, een veel sterkere afname laat zien en daardoor divergeert van deze toekomstige trend voor de West-Europese landen. Als aangenomen wordt dat de stabiele trend in de sterfteontwikkelingen van de West-Europese landen zich in de toekomst doorzet, valt te verwachten dat de CBS-prognose de levensverwachting op de lange termijn onderschat.

#### 1.4.1 Levensverwachting bij geboorte, waarnemingen en prognose West-Europese landen



<sup>1)</sup> Denemarken, Finland, Frankrijk, Duitsland, Italië, Noorwegen, Spanje, Zweden, Zwitserland en Engeland & Wales, bron Human Mortality Database.

Bron: CBS.



<sup>1)</sup> Denemarken, Finland, Frankrijk, Duitsland, Italië, Noorwegen, Spanje, Zweden, Zwitserland en Engeland & Wales, bron Human Mortality Database.

Bron: CBS.

## 2. Methode

### 2.1 *Methode sterfteprognose vóór 2012*

Sinds 2004 onderscheidt het CBS verscheidene doodsoorzaken in het prognosemodel (De Jong en Van der Meulen, 2005, Van Duin et al., 2011). Dit biedt de mogelijkheid om inhoudelijke informatie mee te wegen, bijvoorbeeld over determinanten van de sterfte door een bepaalde doodsoorzaak. Ook kunnen niet-lineariteiten in het verloop van de sterfte worden gemodelleerd die ontstaan doordat bij verschillende doodsoorzaken op verschillende momenten trendbreuken optreden. Voor een prognose die regelmatig wordt geactualiseerd, zoals de CBS-prognose, heeft deze aanpak als voordeel dat per doodsoorzaak kan worden nagegaan in hoeverre de prognose afwijkt van de realisatie, en of er nieuwe inzichten zijn over te verwachten ontwikkelingen, waarna gefundeerde bijstellingen kunnen worden doorgevoerd. Het nadeel van deze aanpak is dat het aantal benodigde veronderstellingen zeer groot is, omdat per doodsoorzaak en per leeftijdscategorie veronderstellingen moeten worden opgesteld over het toekomstig verloop van de sterftekans. Dit maakt de methode in de praktijk weinig transparant. Daarnaast bleek het in de praktijk moeilijk om gefundeerde expertverwachtingen over toekomstige ontwikkelingen per doodsoorzaak te verkrijgen, waardoor grotendeels met extrapolatie moest worden gewerkt. Bovendien maakte het detailniveau van de prognose het problematisch om internationale trends mee te nemen.

Naast deze praktische problemen zijn er meer fundamentele bezwaren tegen het oude model. In de literatuur wordt als algemeen nadeel van het maken van een sterfteprognose naar doodsoorzaken genoemd dat de doodsoorzaak met de minst gunstige ontwikkeling de algehele sterfteontwikkeling gaat domineren (Wilmoth, 1995). Impliciet veronderstelt een model dat sterfte per doodsoorzaak extrapoleert dat toekomstige doorbraken op medisch gebied plaatsvinden bij dezelfde ziekten waar in het verleden veel vooruitgang is geboekt, met als gevolg dat die doorbraken steeds minder effect hebben. Te verwachten valt echter dat medisch onderzoek zich juist meer zal richten op de ziekten die een toenemend aandeel in de sterfte hebben. Extrapoleren van trends per doodsoorzaak geeft dan een te pessimistisch beeld. Wanneer over een langere periode wordt gekeken, is ook zichtbaar dat de stijging van de levensverwachting in het verleden in verschillende perioden met vooruitgang in de bestrijding van verschillende doodsoorzaken samenhang (Wilmoth, 2000).

Dat de doodsoorzaak met de minst gunstige ontwikkeling de algehele sterfteontwikkeling gaat domineren in het prognosemodel naar doodsoorzaken verklaart gedeeltelijk de sterke afremming van de stijging van de geprojecteerde levensverwachting op de lange termijn. Wat verder meespeelt is dat de sterftekansen bij ouderen in Nederland sinds 1970 relatief weinig gedaald zijn ten opzichte van die in andere West-Europese landen. Met name in de jaren '80 en '90 stagneerde de daling in de sterftekansen van ouderen (Janssen et al., 2004). De West-Europese trend in de sterftekansen bij ouderen is gunstiger. Doordat Nederland de laatste tien jaar bij deze trend heeft aangehaakt, lijkt de stagnatie in Nederland in de jaren '80 en '90 tijdelijk te zijn geweest. In de prognose van 2010 werkten de ongunstige Nederlandse ontwikkelingen van de jaren '80 en '90 echter sterk door in de sterftetrend bij ouderen, doordat het model werkt met de veronderstelling dat het dalingstempo van de sterftekansen bij de verschillende leeftijden in de toekomst hetzelfde zal zijn als in het verleden. Dit heeft tot gevolg dat op de lange duur de tragere daling bij de hoogste leeftijden de sterftetrend gaan domineren, waardoor de stijging van de levensverwachting wordt afgeremd. Door enkel rekening te houden met de ontwikkeling in Nederland leidde dit dus tot een extra afremming in de stijging van de geprojecteerde levensverwachting (grafiek 1.4.1).

Samengevat was het voordeel van het oude model dat het een inhoudelijke toelichting gaf op de prognose van de levensverwachting. De toekomstverwachtingen werden geformuleerd op basis van duiding van

recente ontwikkelingen en, waar mogelijk, op basis van beargumenteerde verwachtingen voor de toekomst. Voor een prognose die kort vooruit kijkt is dat mogelijk een goede aanpak, maar voor een langetermijnprognose is het essentieel om tijdelijke afwijkingen goed te onderscheiden van structurele ontwikkelingen. Hiervoor is het juist van belang om op een hoger niveau te kijken. Het onderscheid naar doodsoorzaken had meerwaarde waar het de mogelijkheid gaf om het effect van veranderend rookgedrag op de sterfte aan longkanker en COPD te modelleren. Dat aspect is in het huidige model gehandhaafd, maar uitgebreid naar een breder onderscheid, tussen longkankersterfte en overige rookgerelateerde sterfte enerzijds en niet-rookgerelateerde sterfte anderzijds.

## 2.2 *Methode sterfteprognose 2012*

Ten opzichte van de voorgaande sterfteprognoses is er een grote verandering aangebracht in de methode die de sterftetekansen projecteert. De methode is een verfijning van de methode uit de Volksgezondheid Toekomst Verkenning 2010 van het RIVM (Janssen en Kunst, 2010, Janssen et al., te verschijnen). Hierin werd een nieuwe methodologie gebruikt die rekening houdt met de sterfteontwikkelingen in andere Europese landen en die bovendien informatie over ontwikkelingen in roken op een systematische wijze in de berekening betreft. De nieuwe methodologie sluit aan bij de inhoudelijke observaties uit paragraaf 1 over de belangrijke rol van roken in de sterftetrends en de plaatsing van de geobserveerde sterftefluctuaties voor Nederland in een internationale context.

Roken verklaarde voor een groot deel de historische stagnaties en de verschillen in de ontwikkeling in de sterfte tussen mannen en vrouwen. Daarnaast liet roken een duidelijk niet-lineair patroon zien als gevolg van de toename en afname van het percentage rokers in Nederland, eerst voor mannen en vervolgens voor vrouwen (zie ook paragraaf 1.2). Het is belangrijk om deze niet-lineaire patronen te onderscheiden van de algehele sterfteontwikkelingen. De resterende niet-rookgerelateerde sterfte is stabiel en kan hierdoor beter gebruikt worden voor de projectie (Janssen en Kunst, 2007). De niet-lineaire ontwikkelingen in de rookgerelateerde sterfte dienen daarnaast afzonderlijk te worden voorspeld.

Na correctie voor roken blijven er periodes van stagnatie en sterkere toename aanwezig in de sterfteontwikkelingen in Nederland. Een eenduidige verklaring ontbreekt echter en dergelijke fluctuaties – die ook in andere West-Europese landen voorkomen – blijken achteraf vaak tijdelijk. Over het algemeen is een duidelijke toename van de levensverwachting in alle West-Europese landen te zien, door overeenkomstige sociaaleconomische ontwikkelingen, medische vooruitgang en leefstijl. De stabiele ontwikkelingen van een groep met landen geven daarom een betere indicatie van de toekomstige ontwikkelingen in de niet-rookgerelateerde sterfte. Daarnaast valt te verwachten dat Nederland ook in de toekomst niet langdurig uit de pas zal lopen met andere West-Europese landen. Voor de projectie van de niet-rookgerelateerde sterfte wordt daarom aangenomen dat de ontwikkeling voor de afzonderlijke geslachten in Nederland op de lange termijn parallel zal lopen aan de sterfteontwikkeling in vergelijkbare landen voor de afzonderlijke geslachten.

Voor de projectie van de niet-rookgerelateerde sterfte wordt aangenomen dat de daling van de leeftijdsspecifieke sterftetekansen in West Europa in hetzelfde tempo doorzet als in de periode sinds 1970. Er wordt dus niet verondersteld dat deze kansen al dicht bij een ondergrens liggen en om die reden niet veel verder zouden kunnen dalen. Vroegere prognoses die wel een dergelijke ondergrens veronderstelden, met uiteenlopende inhoudelijke argumentaties, zijn steeds te conservatief gebleken (Wilmoth, 2000). Omdat sterftetekansen op hoge leeftijden in het verleden echter minder snel zijn gedaald dan op jonge en middelbare leeftijden, en dit ook voor de toekomst is te veronderstellen, wordt de toekomstige groei van de levensverwachting in de sterfteprognose van 2012 alsnog afgeremd. Naarmate meer mensen de hoge leeftijden bereiken, gaat het tragere dalingstempo van de sterfte op hoge leeftijden domineren, waardoor



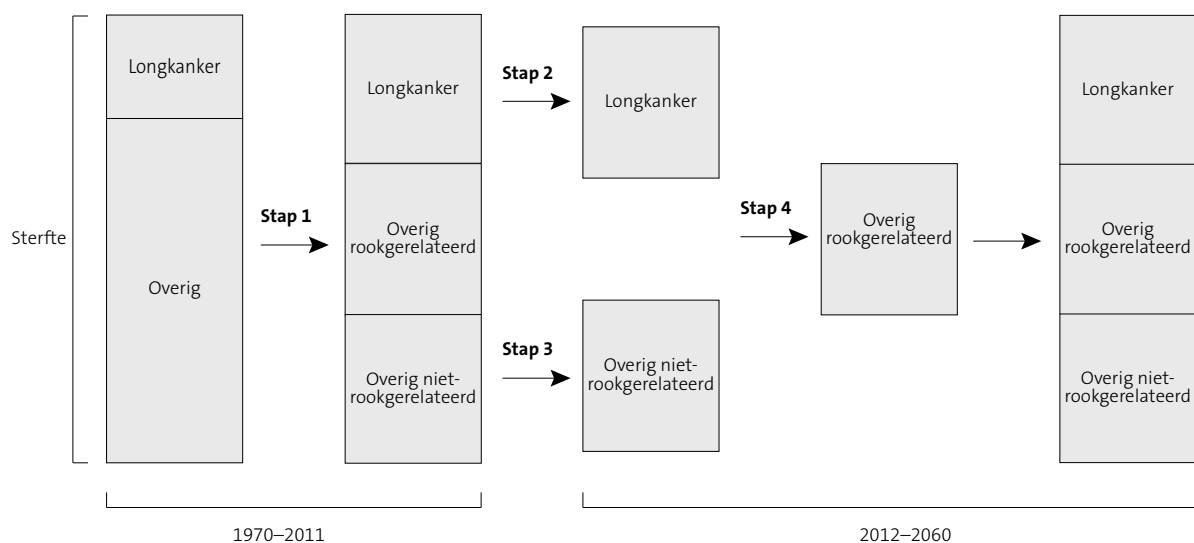
de stijging van de levensverwachting afzwakt. Dit wordt rectangularisatie genoemd. Dit is een duidelijk verschil ten opzichte van extrapolatiemodellen die de stijging in de levensverwachting lineair doortrekken, want deze modellen nemen impliciet aan dat de sterftedalingen bij de hogere leeftijden zullen versnellen. De methode voor de sterfteprognose 2012 neemt in dat opzicht een meer conservatief uitgangspunt: dat het waargenomen gemiddelde dalingstempo uit het verleden in de toekomst doorzet. Dit is in lijn met de huidige praktijk bij andere statistische bureaus (Stoeldraijer et al., ingediend). Omdat er geen consensus is dat deze zogenoemde rectangularisatie in de toekomst blijft optreden (Oepen en Vaupel, 2002), is het mogelijk dat de gekozen methode voor de sterfteprognose 2012 alsnog te pessimistisch is.

De nieuwe methode voor de CBS-sterfteprognose 2012 bestaat uit drie belangrijke onderdelen: 1) het opsplitsen van de totale sterfte in niet-rookgerelateerde en rook-gerelateerde sterfte met behulp van een indirecte schattingsmethode voor de sterfte gerelateerd aan roken, 2) de projectie van de niet-lineaire ontwikkelingen in rookgerelateerde sterfte door middel van een projectie van de longkankersterfte, en 3) de toevoeging van sterfteontwikkeling in andere landen aan de projectie van niet-rookgerelateerde sterfte waarin de trends uit het verleden worden doorgetrokken.

### 2.3 Beschrijving methode sterfteprognose 2012

De methode voor de sterfteprognose 2012 is opgedeeld in vier stappen. Deze worden grafisch weergegeven in grafiek 2.3.1 en worden hieronder toegelicht (zie ook Bijlage A voor de formules). De methode start met het opdelen van de totale sterfte uit het verleden in twee groepen: de doodsoorzaak longkanker en alle andere doodsoorzaken ('overig'). In stap 1 wordt de groep overig opgesplitst in rookgerelateerd en niet-rookgerelateerd aan de hand van een indirecte schattingsmethode op basis van de waargenomen longkankersterfte. Stap 2 is de projectie van de longkankersterfte en stap 3 een projectie van de overig niet-rookgerelateerde sterfte. Hieruit volgen dus toekomstige waarden voor deze twee groepen. Met behulp van de toekomstige waarden uit stap 2 en 3 en opnieuw de indirecte schattingsmethode die ook in stap 1 is gebruikt, kunnen vervolgens in stap 4 de toekomstige waarden van de overig rookgerelateerde sterfte worden uitgerekend. Door optellen volgt dan de totale sterfte in de prognoseperiode.

#### 2.3.1 Stappen CBS-sterfteprognose 2012



Voor de berekeningen is globaal gebruik gemaakt van de leeftijdsintervallen 0, 1–4, 5–9, ..., 90–94, 95+ en de jaren 1970–2011. Welke data en leeftijdsintervallen precies per stap zijn gebruikt, staat in bijlage A. De leeftijdsspecifieke sterftekansen worden uit de sterftekansen per leeftijdsinterval afgeleid en gefit aan de raming van 2012.

#### *Stap 1: Schatting overig rookgerelateerde en overig niet-rookgerelateerde sterfte*

De eerste stap in het maken van de sterfteprognose is het uitrekenen van de sterfte die toe te kennen is aan roken. Idealiter zouden hiervoor data over rookgedrag en sterfte worden gebruikt zodat het verhoogde risico van rokers kan worden uitgerekend, maar uitgebreide gegevens zijn hierover niet beschikbaar. In plaats daarvan wordt een indirecte methode (Rostron, 2010) gebruikt om een schatting te maken van het aantal sterfgevallen dat niet zou plaatsvinden als rokers dezelfde sterftecijfers zouden hebben als niet-rokers. Hierbij wordt aangenomen dat rookgedrag de enige factor is die het risico van longkankersterfte van rokers ten opzichte van niet-rokers verhoogt. De methode gebruikt een statistisch regressiemodel om de relatie tussen longkankersterfte en sterfte aan andere doodsoorzaken in ontwikkelde landen tussen 1950 en 2003 te schatten. Aan de hand van deze relatie kan worden uitgerekend hoeveel sterfgevallen er zouden zijn gegeven de waargenomen longkankersterfte in de populatie en hoeveel sterfgevallen er zouden zijn als de longkankersterfte het niveau van een niet-rokende populatie zou hebben. Het verschil tussen deze aantallen, gedeeld door het geschatte aantal sterfgevallen gegeven de waargenomen longkankersterfte in de populatie, geeft het aandeel rookgerelateerde sterfte. De methode is toepasbaar op verschillende populaties. Naast de totale sterftecijfers zijn alleen gegevens over longkankersterfte nodig.

De schatting wordt uitgevoerd voor Nederland en voor de West-Europese landen Denemarken, Duitsland, Engeland en Wales, Finland, Frankrijk, Italië, Noorwegen, Spanje, Zweden en Zwitserland. De in deze stap verkregen ‘overig niet-rookgerelateerde sterfte’ wordt vervolgens geprojecteerd in stap 3.

#### *Stap 2: Projectie longkankersterfte*

De longkankersterfte wordt geprojecteerd met behulp van het zogenaamde Age-Period-Cohort-model (APC-model). Dit model is populair in de epidemiologie met verscheidene toepassingen in de sterfte naar doodsoorzaken en ziekte-incidentie en wordt ook binnen de demografie toegepast op historische sterftedata (Bonneux et al., 2003, Barendregt et al., 2002).

Het APC-model beschrijft (de log van) de sterftecijfers als een som van effecten van leeftijd (Age), periode (Period) en geboortear (Cohort). Zo wordt onderscheid gemaakt tussen effecten met een duidelijke periode-signatuur, zoals de invoering van maatregelen die stoppen met roken stimuleren, of het beschikbaar komen van nieuwe behandelmethode, en historische factoren die gedurende de rest van het leven doorwerken, zoals structurele stijgingen of dalingen van het aantal jongeren dat begint met roken.

Voor de projectie wordt gebruik gemaakt van de aanname dat de huidige trends in de toekomst zullen voortzetten. Daarbij wordt aangenomen dat de toename van longkankersterfte vooral veroorzaakt is - en bij vrouwen nog zal worden veroorzaakt - door een cohortpatroon en dat de afname van de longkankersterfte een periodepatroon volgt. Aangenomen wordt dat de longkankersterfte van mannen in de projectieperiode verder zal dalen, terwijl de longkankersterfte van vrouwen voor de meeste leeftijden zal stijgen tot het niveau van mannen is bereikt en vervolgens gelijk met de mannen zal dalen. Voor deze aanname is gebruik gemaakt van het algemene rookepidemiemodel van Lopez et al. (1994) en ervaringen in Engeland en Denemarken. De aanname spoort bovendien met de ontwikkelingen in de longkankersterfte bij vrouwen

onder de 50, waar de omslag van stijgende naar dalende sterfte al heeft plaatsgevonden. In bijlage B is een grafiek met de resultaten opgenomen.

#### *Stap 3: Projectie overig niet-rookgerelateerde sterfte*

De niet-rookgerelateerde sterfte in Nederland wordt geprojecteerd door rekening te houden met de sterfte ontwikkelingen in andere landen in West-Europa (Janssen en Kunst, 2010). Hiertoe wordt het Li-Lee-model gebruikt (Li en Lee, 2005). Dit model is een uitbreiding van de Lee-Carter-methodologie (Lee en Carter, 1992), die ervan uitgaat dat de dynamiek van de sterftcijfers in de tijd wordt aangedreven door een enkele tijdsafhankelijke parameter. Het Lee-Carter-model veronderstelt een constant dalingstempo van de leeftijdsspecifieke sterftcijfers, waarbij het tempo wel tussen leeftijden kan verschillen. Door het verwijderen van de niet-lineaire rookgerelateerde sterfte uit de totale sterfte, wordt de fit van het model aan de waarnemingen verbeterd, wat tot betere parameterschattingen en een stabielere extrapolatie leidt.

De Li-Lee-methodologie is ontwikkeld met het idee dat de sterftetrends van verschillende landen in de toekomst niet langdurig zullen divergeren. Hierbij worden verschillen in de sterfte op korte termijn behouden, maar op de lange termijn zijn de leeftijdsspecifieke sterftcijfers beperkt tot een constante verhouding met elkaar. In de praktijk komt het erop neer dat de Lee-Carter-methodologie twee keer wordt toegepast: eerst op de sterfte in de totale populatie om de gemeenschappelijke trend in leeftijdsspecifieke sterftcijfers te bepalen, en vervolgens op de residuen voor ieder land afzonderlijk om de afwijking ten opzichte van de gemeenschappelijke trend te bepalen.

Als totale populatie wordt gekozen voor de eerder genoemde West-Europese landen (inclusief Nederland) per geslacht. De gekozen landen hebben een vergelijkbaar (relatief hoog) sociaaleconomisch ontwikkelingsniveau. De overige niet-rookgerelateerde sterfte uit stap 1 wordt hiertoe gewogen naar de bevolking van deze landen. De geslachten worden afzonderlijk bekeken omdat de levensverwachtingen voor mannen en vrouwen verschillen. Het samenvoegen van de geslachten in een model leidt daardoor bijna automatisch tot een convergentie. Deze aanname willen wij niet doen. Bovendien is de trend in de overige niet-rookgerelateerde sterfte voor mannen en vrouwen afzonderlijk robuust genoeg.

Deze stap geeft vervolgens als uitkomst de projectie van de overige niet-rookgerelateerde sterftcijfers per geslacht voor de totale groep West-Europese landen en voor Nederland.

#### *Stap 4: Berekenen projectie totale sterfte*

In de laatste stap worden de geprojecteerde longkankersterfte en de geprojecteerde overige niet-rookgerelateerde sterfte gebruikt om de overige rookgerelateerde sterfte uit te rekenen. Hiervoor wordt weer de methode van Rostron (2010) uit stap 1 gebruikt, maar dan in omgekeerde volgorde. Door optelling van de longkankersterfte, niet-rookgerelateerde sterfte en rookgerelateerde sterfte ontstaat de totale sterfte.

### *2.4 Aannames*

In het voorgaande is een aantal aannames langsgelopen die aan de prognose ten grondslag liggen. Deze paragraaf vat deze voor de helderheid samen.

Verondersteld wordt dat de stabiele dalende trend in de leeftijdsspecifieke sterftekansen in West-Europese landen in hetzelfde tempo doorzet, en dat de tempoverschillen tussen de verschillende leeftijdsgroepen blijven bestaan. Daarbij lopen de niet-rookgerelateerde sterfteontwikkelingen voor Nederlandse mannen en vrouwen op de lange termijn parallel aan de niet-rookgerelateerde sterfteontwikkelingen voor mannen en vrouwen in de geselecteerde West-Europese landen.

De periode 1970–2011 wordt gebruikt als basisperiode voor de projectie. Dit is een subjectief element in de prognose, maar omdat de sterfte wordt opgesplitst in rookgerelateerd en niet-rookgerelateerd en er rekening wordt gehouden met internationale trends, is dit element minder van belang vanwege de stabielere historische trend.

Er wordt aangenomen dat de huidige daling in de longkankersterfte van mannen zal doorzetten. Voor de vrouwen wordt verondersteld dat de stijging van de longkankersterfte in de verschillende leeftijds-categorieën doorzet tot het niveau bij mannen is bereikt, waarna een daling zal inzetten, zoals ook bij de mannen is gebeurd. Dit vertaalt zich in soortgelijke toekomstige trends voor mannen en vrouwen voor de rookgerelateerde sterfte. Omdat de rookgerelateerde sterfte vertraagd reageert op veranderingen in rookgedrag, rechtvaardigen het dalende aandeel rokende mannen en de toename van het aandeel rokende vrouwen dat gevolgd werd door een daling in de afgelopen decennia deze aannames kwalitatief voor ongeveer de komende twintig jaar. Voor de veronderstelde langeretermijndaling van de longkanker- en rookgerelateerde sterfte moet de dalende trend in het percentage rokers ook in de toekomst doorzetten, of moet roken minder schadelijk worden.

De indirecte schattingsmethode voor de rookgerelateerde sterfte berust op de aanname dat de relatie tussen veranderingen in de longkankersterfte en de rookgerelateerde sterfte aan andere doodsoorzaken dan longkanker over de tijd stabiel is. Daarnaast is aangenomen dat roken geen invloed heeft op de sterfte voor mannen onder de 40 en voor vrouwen onder de 45 jaar.

### **3. Resultaten**

#### *3.1 Levensverwachting bij geboorte en op leeftijd 65*

De levensverwachting bij geboorte stijgt volgens de nieuwe prognose tot 87,1 jaar voor mannen en 89,9 jaar voor vrouwen in 2060 (grafiek 3.1.2). Ten opzichte van de raming van 2012 betekent dit een toename van 7,8 jaar bij mannen en 7,1 jaar bij vrouwen. Het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen loopt volgens de prognose terug van 3,6 jaar op dit moment tot 2,8 jaar in 2060.

Voor vrouwen is een duidelijk niet-lineair patroon te zien in de toekomstige levensverwachting bij geboorte als gevolg van de toenemende sterfte door roken. Vergeleken met het West-Europese gemiddelde zal de levensverwachting voor Nederlandse vrouwen de komende periode minder snel stijgen (tabel 3.1.1). Wanneer de sterfte door roken gaat dalen, neemt de levensverwachting weer sterker toe. Daarnaast remt bij beide geslachten de stijging van de levensverwachting op de lange termijn af, doordat de minder gunstige sterftetrends bij de hoge leeftijden het beeld steeds meer gaan domineren naarmate mensen gemiddeld ouder worden.

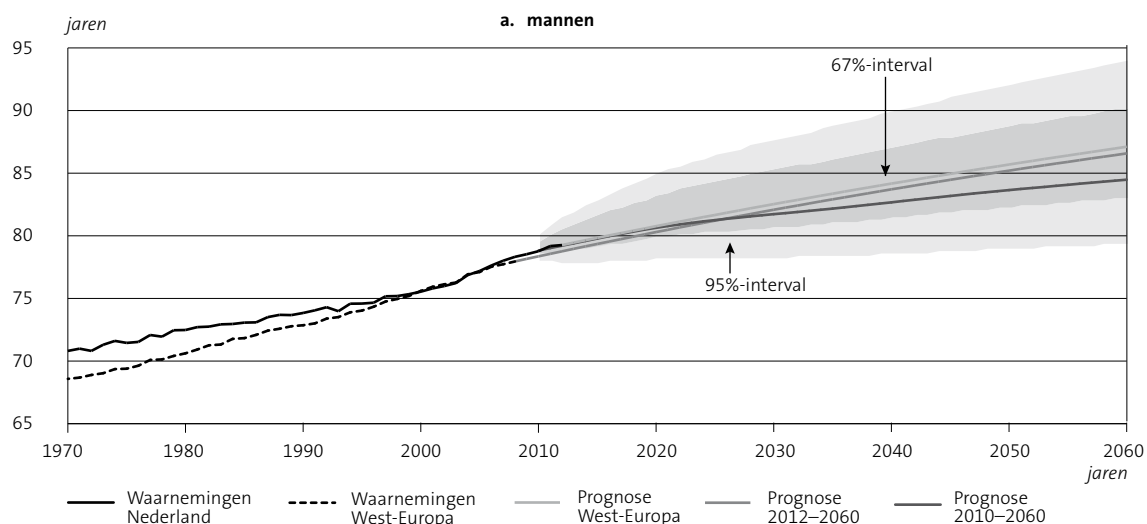
Verwacht wordt dat de levensverwachting op 65-jarige leeftijd over de periode 2012 – 2060 voor mannen zal toenemen met 5,9 jaar en voor vrouwen met 5,1 jaar (grafiek 3.1.3). Het verschil in levensverwachting tussen mannen en vrouwen zal naar verwachting afnemen van 2,9 jaar nu tot 2,1 jaar in 2060. Ook op oudere leeftijd is het niet-lineaire patroon in de levensverwachting van vrouwen overduidelijk te zien.

### 3.1.1 Toename in de levensverwachting bij geboorte per decennium

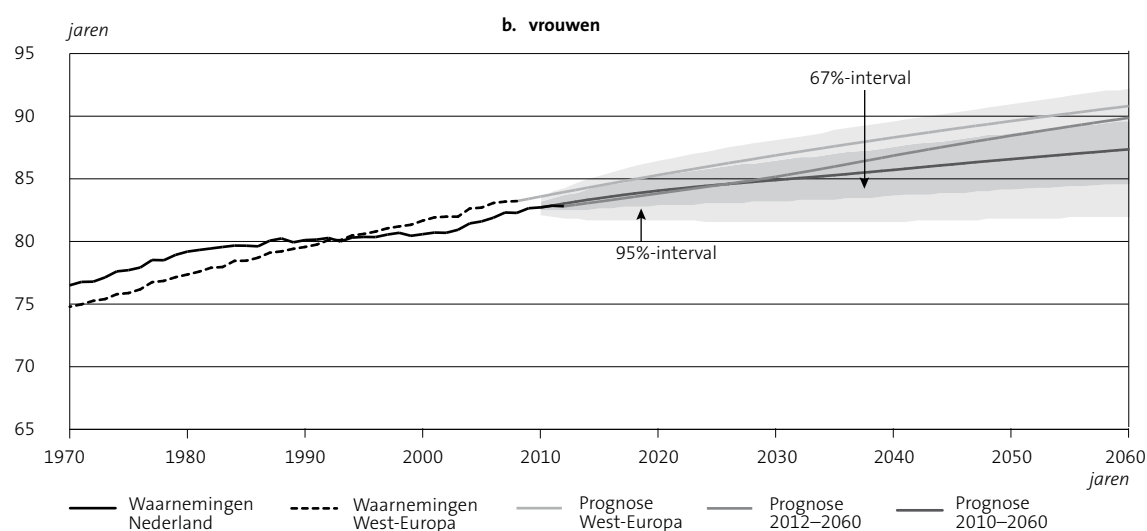
	Mannen		Vrouwen	
	Nederland	West-Europa*	Nederland	West-Europa*
1970–1980	1,7	2,0	2,7	2,6
1980–1990	1,4	2,2	0,9	2,2
1990–2000	1,7	2,7	0,5	2,1
2000–2010	3,2	2,8	2,1	1,9
2010–2020	2,0	1,9	1,1	1,7
2020–2030	1,8	1,8	1,3	1,6
2030–2040	1,6	1,6	1,7	1,4
2040–2050	1,5	1,5	1,6	1,3
2050–2060	1,4	1,4	1,4	1,2

\* Denemarken, Finland, Frankrijk, Duitsland, Italië, Noorwegen, Spanje, Zweden, Zwitserland en Engeland&Wales, bron Human Mortality Database. De trend van de West-Europese landen is doorgetrokken met een Lee-Carter-model.

### 3.1.2 Levensverwachting bij geboorte

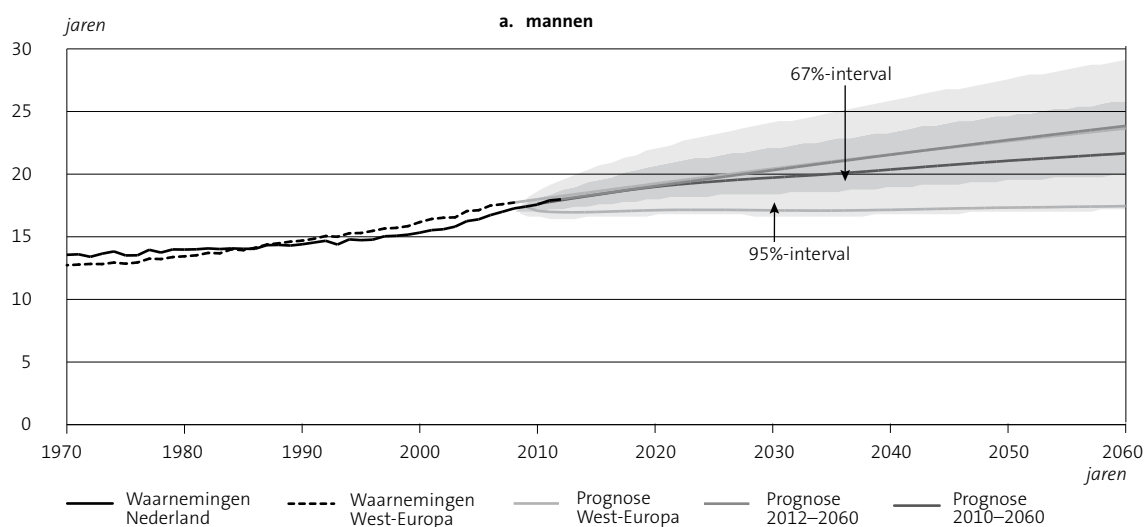


Bron: CBS.

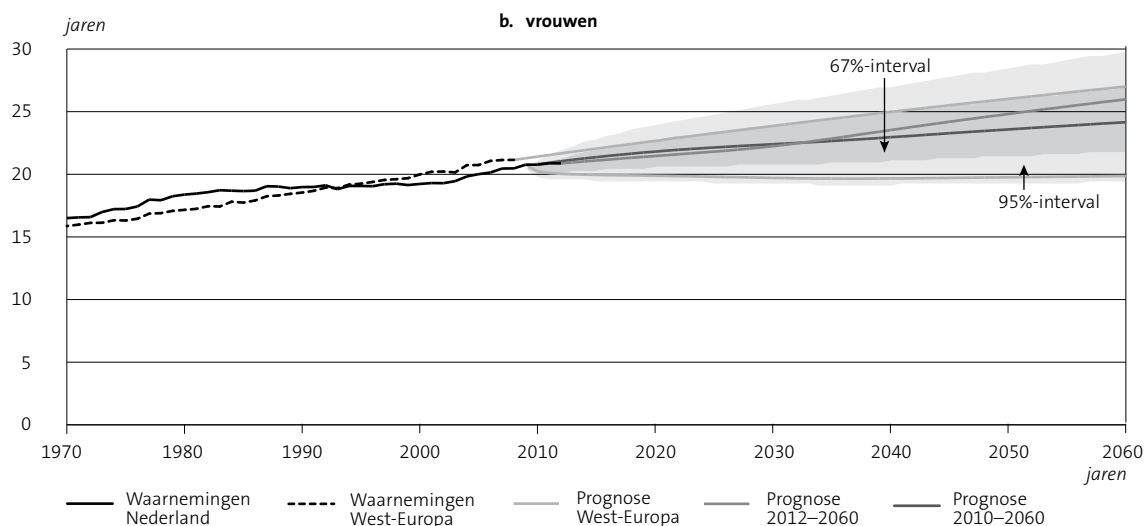


Bron: CBS.

### 3.1.3 Levensverwachting op leeftijd 65



Bron: CBS.



Bron: CBS.

#### 3.2 Bijstellingen ten opzichte van de vorige prognose

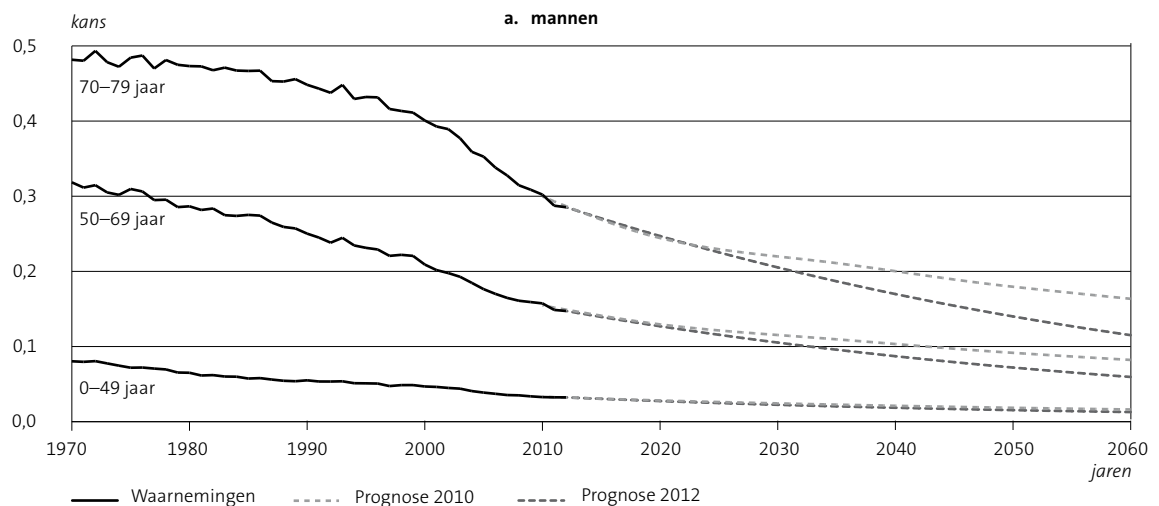
Vergeleken met de CBS-prognose 2010 komt de levensverwachting bij geboorte in 2060 voor mannen 2,6 jaar hoger uit en voor vrouwen 2,5 jaar hoger, als gevolg van de aangepaste methodologie en daaraan gerelateerde aannames (grafiek 3.1.2). De nieuwe prognose ligt daarbij op de bovenste rand van het 67-procent-interval uit de prognose van 2010. Op de korte termijn zijn er voor mannen echter nauwelijks verschillen tussen de prognoses en voor vrouwen ligt de levensverwachting bij geboorte zelfs iets lager.

De levensverwachting op 65-jarige leeftijd komt voor mannen 2,2 jaar en voor vrouwen 1,8 jaar hoger uit vergeleken met de vorige prognose (grafiek 3.1.3). Net als de levensverwachting bij geboorte, komt de

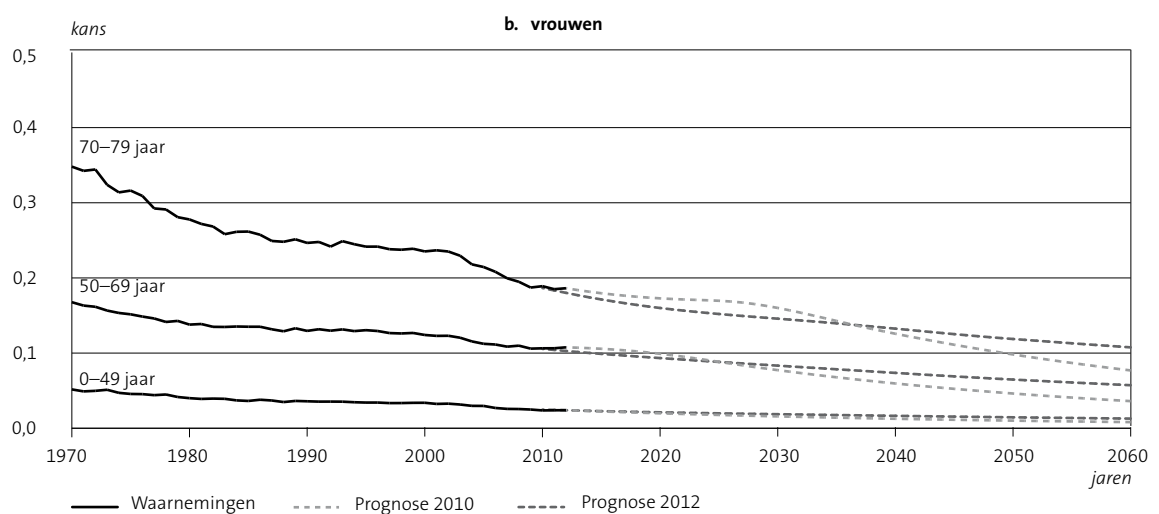
levensverwachting op 65-jarige leeftijd uit op de bovenste rand van het 67-procent-interval van de prognose uit 2010.

Grafieken 3.2.1 en 3.2.2 tonen de sterftেকansen voor mannen en vrouwen in verschillende leeftijdscategorieën volgens de huidige prognose en die uit 2010. De bijstellingen hebben vooral betrekking op de leeftijden boven de 50 jaar. De sterftেকansen voor mannen liggen in deze leeftijdscategorieën onder het niveau uit de prognose in 2010. De sterftেকans voor vrouwen in de leeftijd van 70-79 jaar ligt de eerste 20 jaar boven het niveau van de vorige prognose en is op oudere leeftijd ongeveer gelijk. Daarna treedt een sterkere afname op.

### 3.2.1 Sterftেকansen van mannen en vrouwen 0-79 jaar per leeftijdsgroep

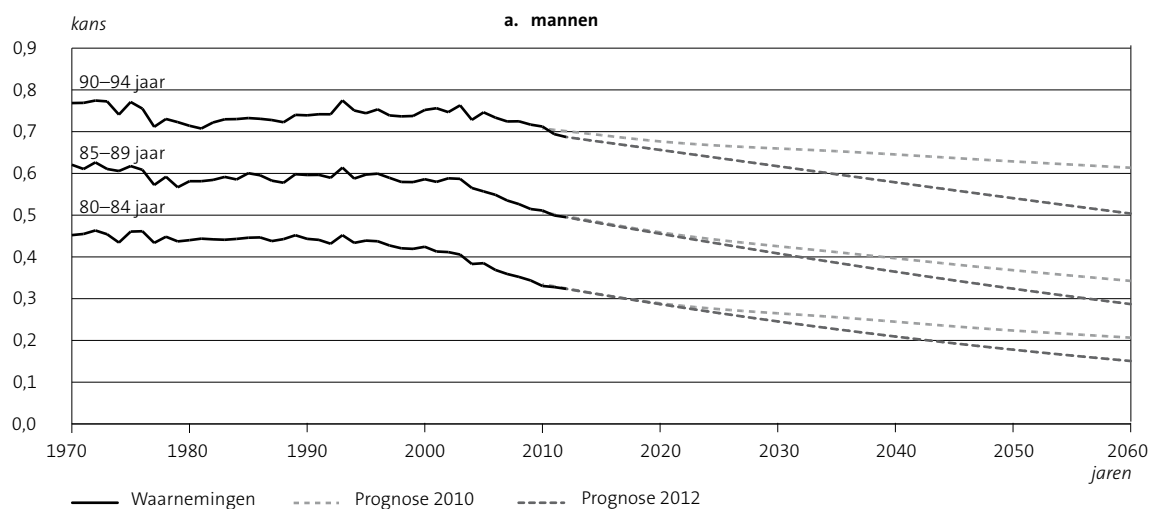


Bron: CBS.

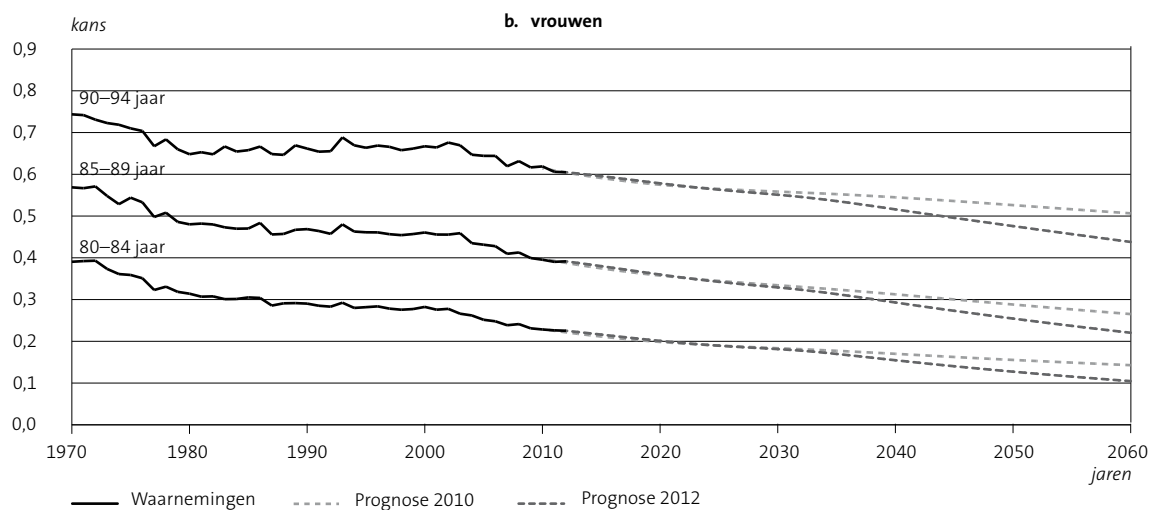


Bron: CBS.

### 3.2.2 Sterftekansen van mannen en vrouwen 80-plus per leeftijdsgroep



Bron: CBS.



Bron: CBS.

### 3.3 Evaluatie van de effecten van de verschillende componenten

Grafiek 3.3.1 toont een vergelijking van de levensverwachting bij geboorte volgens de prognose en drie varianten. De eerste variant is een model waarin het effect van roken op de sterfte niet wordt meegenomen. Voor vrouwen krijgt de geprojecteerde levensverwachting in deze variant een meer lineair verloop doordat geen rekening wordt gehouden met de aanstaande omslag van stijgende naar dalende rookgerelateerde sterfte door veranderingen in het rookgedrag. Rond 2030 ligt de levensverwachting bij geboorte van vrouwen volgens deze variant ongeveer een half jaar lager dan volgens de prognose en in 2060 een kwart jaar lager. De levensverwachting voor mannen komt met deze variant over de hele prognoseperiode lager uit (tot een half jaar lager in 2060). Dit komt doordat de sterftetrend van de totale sterfte minder goed was dan voor de niet-rookgerelateerde sterfte ten opzichte van de Europese landen.

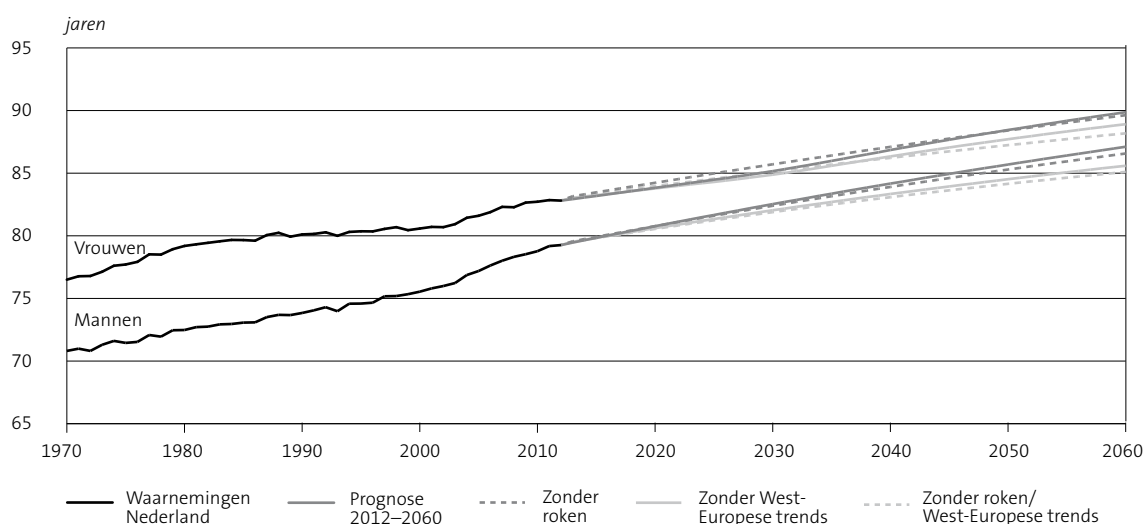


De tweede variant neemt wel het effect van roken mee, maar houdt geen rekening met de trends in andere West-Europese landen. Voor zowel mannen als vrouwen komt de levensverwachting met deze variant lager uit. In 2060 bedraagt het verschil 1,5 jaar voor mannen en 1,0 jaar voor vrouwen.

De laatste variant is een model waarin noch roken noch de West-Europese trends zijn meegenomen. Dit komt neer op een Lee-Carter-schatting op basis van alleen de Nederlandse sterftcijfers sinds 1970. Deze variant geeft de laagste prognose van de levensverwachting: in 2060 ligt deze 2,0 jaar lager voor mannen en 1,7 jaar lager voor vrouwen. De uitkomsten van deze variant liggen dicht bij de CBS-prognose uit 2010.

Bovenstaande laat zien dat voor het berekenen van de levensverwachting bij geboorte het meenemen van Europese landen belangrijker is dan het onderscheid tussen roken en niet-roken. Het meenemen van de invloed van rookgedrag heeft vooral invloed op de kortetermijnontwikkeling bij vrouwen. Het relatieve belang van de componenten verschilt echter per leeftijd.

### 3.3.1 Levensverwachting bij geboorte, alternatieve methoden



Bron: CBS.

### 3.4 Cohort-levensverwachting

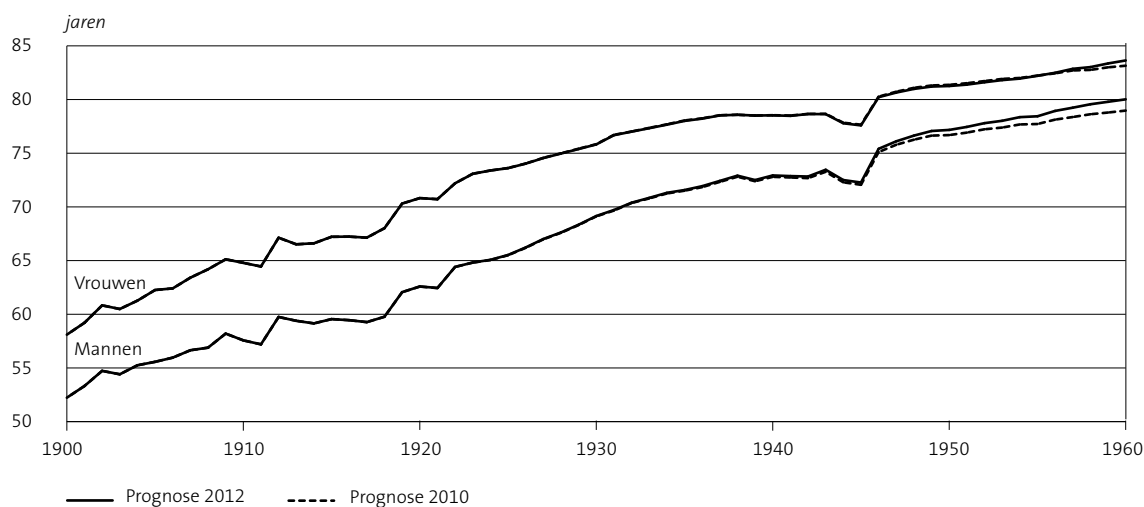
De periode-levensverwachting bij geboorte geeft een sterke onderschatting van de werkelijke levensduur, omdat in de berekening wordt verondersteld dat de sterftekansen in het geboortjaar gedurende het hele leven gelden. Profijt van bijvoorbeeld medische vooruitgang wordt dus buiten beschouwing gelaten. Uit de geprognosticeerde sterftekansen tot en met 2060 kan echter de cohort-levensverwachting worden berekend voor generaties met een geboortjaar tot en met 1960. Van de jongere generaties zal een belangrijk deel na 2060 nog in leven zijn, zodat zonder extra aannames op basis van de prognose niets kan worden gezegd over de levensverwachting van deze groepen.

Grafiek 3.4.1 toont de cohort-levensverwachting bij geboorte voor de geboortecohorten vanaf 1900. De generatie uit 1900 had een werkelijke levensverwachting van ongeveer 52 jaar voor mannen en 58 jaar voor vrouwen. Mannen die in 1960 zijn geboren leven naar verwachting gemiddeld 80 jaar en vrouwen bijna 84 jaar. Dit betekent dat de levensverwachting ten opzichte van de generatie uit 1900 voor mannen 28 jaar hoger ligt en voor vrouwen 26 jaar; ongeveer een half jaar winst per cohort. De toename is voor een groot deel het gevolg van dalende sterftekansen op jonge leeftijden.

De periode-levensverwachting in 1960 was 71,4 jaar voor mannen en 75,3 jaar voor vrouwen. Het verschil met de cohort-levensverwachting is daarmee voor zowel mannen als vrouwen ruim 8,5 jaar. Dit betekent dat de personen geboren in 1960 naar verwachting 8,5 jaar langer zullen leven dan de periode-levensverwachting aangeeft.

Vergeleken met de prognose uit 2010 is de geschatte cohort-levensverwachting bij geboorte in 1960 voor mannen 1,0 jaar hoger en voor vrouwen 0,8 jaar hoger. Bij oudere geboortecohorten zijn de verschillen kleiner. Omdat de bijstelling van de sterfteprognose vooral de lange termijn betreft, werkt het effect daarvan met name door in de levensverwachting van jongere geboortecohorten.

### 3.4.1 Cohort-levensverwachting bij geboorte



Bron: CBS.

## 4. Conclusie

De nieuwe methode van de CBS-sterfteprognose 2012 houdt rekening met de sterfteontwikkelingen in andere West-Europese landen. Bovendien wordt informatie over ontwikkelingen in roken er op een systematische wijze in betrokken. Volgens de nieuwe prognose stijgt de periode-levensverwachting bij geboorte tussen 2012 en 2060 met 7,8 jaar voor mannen en met 7,0 jaar voor vrouwen, om dan uit te komen op respectievelijk 87,1 en 89,9 jaar. Ten opzichte van de vorige prognose is dit een verhoging van 2,6 jaar voor mannen en een verhoging van 2,5 jaar voor vrouwen. Op de korte termijn zijn er echter nauwelijks verschillen tussen de twee prognoses.

## Bijlage A Methode

Deze bijlage beschrijft de methode van de CBS-sterfteprognose 2012. Alle berekeningen zijn uitgevoerd in het programma R ([www.r-project.org/](http://www.r-project.org/)).

Naast gegevens over Nederland zijn gegevens opgenomen over Denemarken, Duitsland, Engeland en Wales, Finland, Frankrijk, Italië, Noorwegen, Spanje, Zweden en Zwitserland. Voor deze landen zijn de gegevens over longkanker verkregen van de World Health Organization (WHOSIS, 2012). De gegevens over de totale sterfte en populatie zijn overgenomen uit de Human Mortality Database (HMD, 2012). De gegevens voor Nederland zijn verkregen via Statline. De data zijn uitgesplitst naar jaar, geslacht en 5-jaars leeftijdsgroepen. Voor het omzetten van de sterftekansen van 5-jaars leeftijdsgroepen naar 1-jaarsgroepen is de 1-jaars-sterftekans voor de jaren 2010 en 2011 van Statline gebruikt.

### Notatie

$m_{OTH}(x,t)$  sterftecijfer overige doodsoorzaken, leeftijd  $x$  en jaar  $t$

$m_{OTH}^o(x,t)$  niet- rookgerelateerde sterftecijfer overige doodsoorzaken, leeftijd  $x$  en jaar  $t$

$m_{LC}(x,t)$  sterftecijfer longkanker, leeftijd  $x$  en jaar  $t$

### Stap 1: Schatting overig rookgerelateerde en overig niet-rookgerelateerde sterfte

In stap 1 wordt de niet-rookgerelateerde sterfte geschat met behulp van de methode van Rostron (2010). Hiervoor wordt een fractie berekend met behulp van de longkankersterfte en de coëfficiënten uit het artikel (tabel A.1).

### A.1 Coëfficiënten voor longkankersterfte (Rostron, 2010) en longkankersterfte voor niet-rokers (Thun et al., 1997) per leeftijdsgroep

	Coëfficiënten		Longkankersterfte niet-rokers	
	Mannen	Vrouwen	Mannen	Vrouwen
	<i>per 1 000</i>		<i>per 100 000</i>	
50–54	0,348	0,707	5,5	5,8
55–59	0,174	0,510	5,3	7,2
60–64	0,113	0,382	11,6	12,3
65–69	0,079	0,218	21,5	16,7
70–74	0,060	0,137	34,9	30,5
75–79	0,046	0,061	52,0	32,5
80+	0,028	0,013	89,2	57,6

De coëfficiënten uit Rostron (2010) zijn het resultaat van een regressie van de (log) overige sterfte op de longkankersterfte en enkele sets van dummyvariabelen voor leeftijd, jaar en het land. De regressie ziet er als volgt uit (let op: de notatie uit het artikel van Rostron is hier overgenomen):

$$\ln(M_o) = \beta_x X_x + \beta_t X_t + \beta_c X_c + \beta_{ct} (t \times X_c) + \beta_{xt} (t \times X_x) + \beta_L M_L + \beta_{Lt} (M_L \times t) + \beta_{Lx} (M_L \times X_x) \quad (1)$$

waarin  $M_o$  : sterftecijfer overige doodsoorzaken

$M_L$  : sterftecijfer longkanker

$X_x$  : set van dummyvariabelen voor iedere leeftijdsgroep

$X_t$  : set van dummyvariabelen voor ieder jaar  
 $X_c$  : set van dummyvariabelen voor ieder land  
 $t$  : jaar (als een lineaire variabele)

Aan de hand van deze relatie kan worden uitgerekend hoeveel sterfgevallen er zouden zijn gegeven de waargenomen longkankersterfte in de populatie en hoeveel sterfgevallen er zouden zijn als de longkankersterfte het niveau van een niet-rokende populatie zou hebben. Dit verschil, gedeeld door het geschatte aantal sterfgevallen gegeven de waargenomen longkankersterfte in de populatie, geeft het aandeel rookgerelateerde sterfte. Deze procedure is gelijk aan het toepassen van de volgende formule:

$$A_{OTH}(x, t) = 1 - e^{-\beta'_{LC}(x)} (m_{LC}(x, t) - \lambda^o_{LC}(x))$$

waarbij  $\beta'_{LC}$  de som van  $\beta_{L_t}$ ,  $\beta_{L_c}$  en  $\beta_{L_x}$  (naar leeftijdsgroep) uit vergelijking (1) is en  $\lambda^o_{LC}$  de longkankersterfte voor niet-rokers (Thun et al., 1997, zie tabel A.1). Het aandeel  $A_{OTH}(x, t)$  geeft dus per leeftijdsgroep en per jaar het gedeelte van de overige sterfte dat gerelateerd is aan roken.

De fractie wordt vervolgens gebruikt om de overige doodsoorzaken op te splitsen in niet-rookgerelateerd en rookgerelateerd met behulp van de volgende formule:

$$m^o_{OTH}(x, t) = (1 - A_{OTH}(x, t))m_{OTH}(x, t)$$

De berekening van de fracties en de opsplitsing in rookgerelateerd en niet-rookgerelateerd worden voor ieder land in de prognose berekend voor de jaren 1970-2011 (of het meest recent beschikbare jaar). Doordat de coëfficiënten uit Rostron (2010) beschikbaar zijn voor de leeftijden 50-54, 55-59, ..., 80+, wordt de fractie voor de leeftijdsgroep 80+ toegepast op de leeftijdsgroepen 80-85, 85-90, 90-95 en 95+, en de coëfficiënt voor de leeftijdsgroep 50-54 op de leeftijden 40-45 en 45-50 voor mannen en 45-50 voor vrouwen. Alle sterfte onder leeftijd 40 voor mannen en leeftijd 45 voor vrouwen wordt gerekend als niet-rookgerelateerd (fractie is hier dus gelijk aan nul), omdat op de jongere leeftijden rookgerelateerde sterfte nauwelijks voorkomt. De waargenomen fracties worden weergegeven in grafiek C.1 in bijlage C.

### Stap 2: Projectie longkankersterfte

Stap 2 is de projectie van de longkankersterfte met behulp van een Age-Period-Cohort-model (APC-model). De longkankerdata uit de periode 1950-2009 wordt hiervoor omgezet naar vijfjaarsperioden. De leeftijden voor mannen zijn 40-44, 45-49, ..., 80+ voor mannen en 45-49, ..., 80+ voor vrouwen.

Het APC-model heeft de volgende vorm:

$$m_{LC}(x, c) = \exp(a_x + b_t + c_{t-x} + dt)$$

De parameters  $a_x$ ,  $b_t$  en  $c_{t-x}$  stellen de leeftijd, periode en cohort-effecten voor en  $d$  is een driftterm voor de periode. Deze driftterm geeft het lineaire effect weer van de periode. Om het model identificeerbaar te maken, worden de eerste en laatste parameters van de periode en cohort-effecten op nul gezet. Het model wordt geschat met behulp van een poisson-regressie.

Voor mannen is puur de projectie van de afname nodig. Daarom wordt het APC-model eerst geschat om de data vanaf het maximale cohort te kunnen bepalen en vervolgens nogmaals met deze nieuwe dataset

(data vanaf cohort 1910) om de afnemende trend te berekenen. De projectie voor mannen heeft de volgende vorm:

$$\tilde{m}_{LC}(x,t) = \exp(\ln(m_{LC}(x,2005/2009)) + \hat{d}(t - \text{code}(2005/2009)))$$

Voor vrouwen is de methode iets ingewikkelder, omdat eerst nog een stijging in de longkankersterfte wordt verwacht als gevolg van de toename van het aandeel rokers in het verleden, en daarna pas een daling. Het model voor de stijging heeft de volgende vorm:

$$\tilde{m}_{LC}(x,t) = \exp(\hat{a}_x + \hat{b}_t + \hat{c}_{t-x} + \hat{d}t)$$

Vervolgens wordt het omslagpunt vanwaar de daling inzet uitgerekend met behulp van de projectie van mannen. Het jaar waarin  $\tilde{m}_{LC}(x,t)$  voor vrouwen per leeftijd hoger is dan de waarde van mannen is het omslagpunt. Wanneer de waarde voor vrouwen hoger is dan de waarde van mannen in het jaar ervoor, wordt de waarde voor vrouwen aangepast aan die van mannen in het jaar ervoor. De daling verloopt vervolgens met dezelfde trend als bij mannen vanaf het omslagpunt. De geschatte driftterm  $\hat{d}$  uit het model van mannen wordt dus toegepast vanaf het omslagpunt bij de vrouwen.

De keuze voor het omslagpunt volgt uit de observaties bij de jongere leeftijden waar de longkankersterfte van mannen en vrouwen elkaar al hebben gekruist, op basis van het epidemiemodel van Lopez et al. (1994) en op basis van een vergelijking met Engeland en Denemarken. Het maximum aan de toename van vrouwen wordt net na de kruising met mannen ingesteld omdat er door het gebruik van vijfjaarsdata anders een enorme toename ten opzichte van mannen kan optreden als het punt net voor de kruising al bijna gelijk is.

Als laatste wordt de 5-jaarsprojectie omgezet naar een 1-jaarsprojectie met behulp van een spline en geeft aan de laatste waarneming (2011). In principe kan de projectiemethode op alle landen worden toegepast, maar voor de sterfteprognose van Nederland is dit alleen noodzakelijke voor de longkankersterfte in Nederland.

### *Stap 3: Projectie overig niet-rookgerelateerde sterfte*

Stap 3 is de projectie van de niet-rookgerelateerde sterfte met behulp van een Li-Lee-methode (Li en Lee 2005). Hiervoor wordt meerdere keren een Lee-Carter-model (Lee en Carter 1992) geschat met behulp van Singular Value Decomposition. Alle schattingen worden gedaan voor mannen en vrouwen afzonderlijk.

De gebruikte periode in deze stap is 1970-2011. Doordat voor enkele landen de meest recente gegevens (nog) niet beschikbaar zijn, worden de sterftecijfers voor de totale groep over 2009–2011 geschat met het Lee-Carter-model. Daarna wordt de Li-Lee-methode toegepast op deze aangevulde dataset.

Als eerste wordt het model geschat met de Nederlandse data:

$$\ln(m^o_{OTH}(x,t)) = a(x) + b(x)k(t) + e(x,t)$$

Dit geeft  $a(x)$ , de leeftijdsverdeling van de sterftecijfers die constant is over de tijd.  $b(x)$  is een leeftijds specifieke constante die de verandering over de tijd weergeeft en  $k(t)$  de onderliggende tijdsverandering.  $e(x,t)$  is de fout. Uit deze schatting is alleen  $a(x)$  nodig.

Vervolgens wordt het Lee-Carter-model geschat voor de totale groep landen:

$$\ln(m_{OTH}^o(x,t)) = A(x) + B(x)K(t) + E(x,t)$$

Dit geeft  $B(x)$ , de verbeteringen in de sterftecijfers per leeftijdsgroep, en  $K(t)$ , de algemene trend.  $K(t)$  wordt vervolgens geëxtrapoleerd met een random walk met drift-model.

Als laatste wordt een schatting gemaakt voor de afwijking van Nederland ten opzichte van de groep. Hiervoor wordt eerst de schatting met de coëfficiënten van hiervoor uitgerekend en een Lee-Carter-model opgezet voor het verschil ten opzichte van de Nederlandse observaties:

$$a(x) + B(x)K(t) - \ln(m_{OTH}^o(x,t)) = b^{res}(x)k^{res}(t) + \varepsilon^{res}(x,t)$$

Hierin wordt het leeftijds patroon van Nederland genomen () en niet dat van de totale groep, omdat dit element niet tot divergentie leidt en het dus niet voor alle landen hetzelfde hoeft te zijn. De schatting geeft  $b^{res}(x)$  en  $k^{res}(t)$ .  $k^{res}(t)$  wordt geëxtrapoleerd met een AR(1)-model. Indien de coëfficiënt hiervan groter is dan 1 (oftewel, er is divergentie op de lange termijn), dan wordt  $k^{res}(t)$  voor de toekomst constant gehouden aan de schatting van het laatste waarnemingsjaar.

De toekomstige waarden voor de niet-rookgerelateerde sterfte overige doodsoorzaken worden als volgt berekend:

$$\tilde{m}_{OTH}^o(x,t) = \exp(\ln(\tilde{m}_{OTH}^o(x,2011)) + B(x)(K(t) - K(2011)) + b^{res}(x)(k^{res}(t) - k^{res}(2011)))$$

#### Stap 4: Berekenen projectie totale sterfte

Stap 4 is het berekenen van de projectie van de totale sterfte. Hiervoor wordt eerst de fractie niet-rookgerelateerde sterfte van de overige doodsoorzaken uitgerekend voor de projectieperiode met behulp van de geprojecteerde longkankersterfte:

$$\tilde{A}_{OTH}(x,t) = 1 - e^{-\beta'_{LC}(x)(m_{LC}(x,t) - \lambda_{LC}^o(x))}$$

De geprojecteerde fracties worden weergegeven in grafiek C.1 in bijlage C.

Vervolgens kan de totale sterfte overige doodsoorzaken uitgerekend worden met de geprojecteerde rookgerelateerde fractie en de geprojecteerde niet-rookgerelateerde sterfte overige doodsoorzaken:

$$\tilde{m}_{OTH}(x,t) = \tilde{m}_{OTH}^o(x,t) / (1 - \tilde{A}_{OTH}(x,t))$$

De laatste stap is het optellen van de sterfte overige doodsoorzaken en de longkankersterfte:

$$\tilde{m}(x,t) = \tilde{m}_{OTH}(x,t) + \tilde{m}_{LC}(x,t)$$

Omzetten naar 1-jaars-sterftekansen

Het patroon van de sterftekansen in 2010–2011 wordt toegepast op het leeftijdsverloop binnen de vijfjaarscategorieën. Vervolgens worden de log-sterftekansen glad gemaakt met een 5-punts lopend gemiddelde. De kansen voor de twee laagste leeftijdscategorieën worden daar niet bij betrokken.

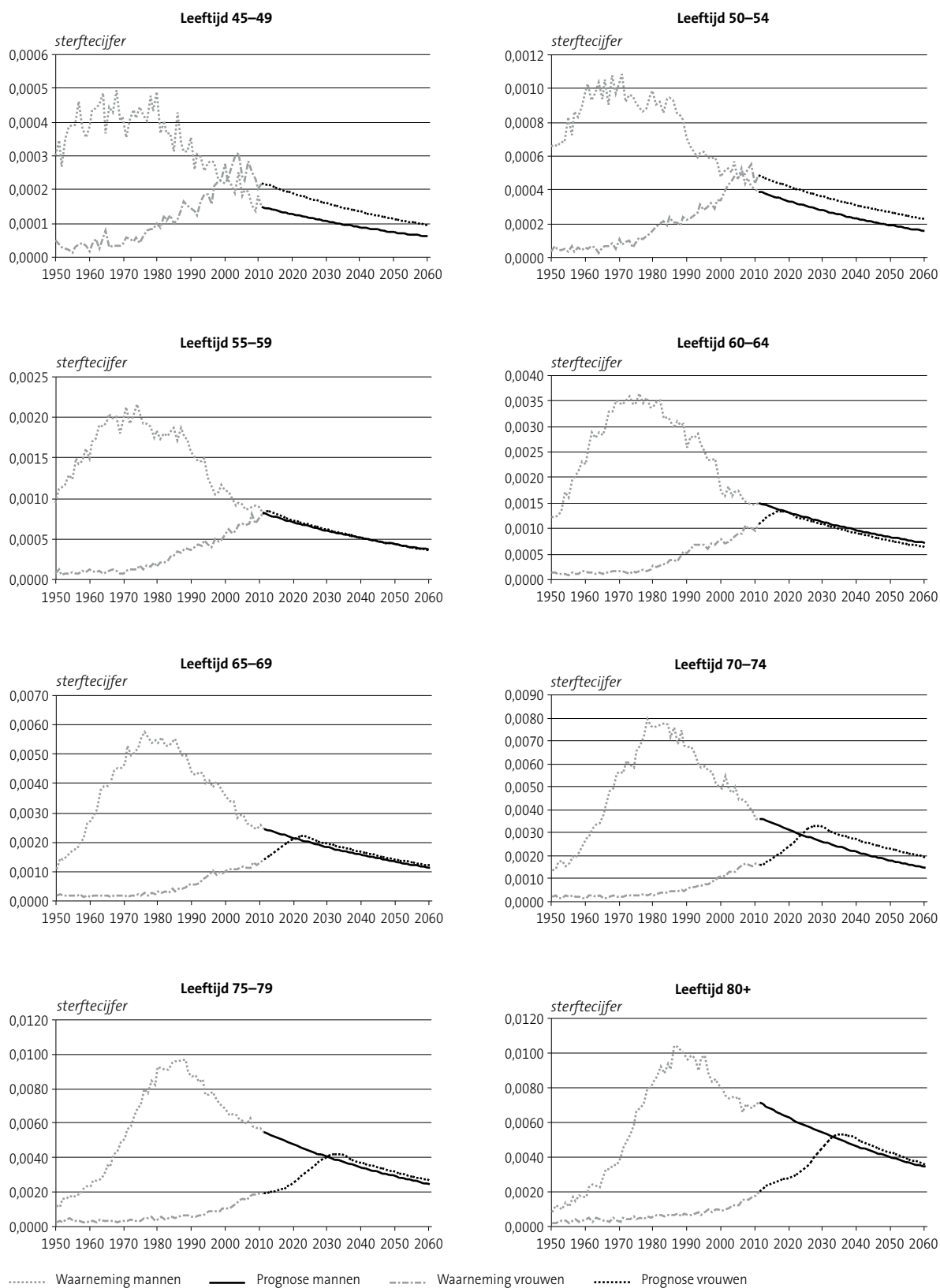
## **Bijlage B Projectie van de longkanker**

Grafiek B.1 geeft de longkankerprojectie weer. Hierin is te zien dat de toekomstige longkankersterfte voor mannen zal afnemen en voor vrouwen eerst zal toenemen, maar daarna ook zal afnemen nadat de trend van mannen is gekruist.

## **Bijlage C Fractie rookgerelateerde sterfte**

Grafiek C.1 geeft de fractie rookgerelateerde sterfte weer van de overige doodsoorzaken per leeftijdsgroep voor mannen en vrouwen in de periode 1950–2060. Deze fractie wordt berekend op basis van de waargenomen en geprojecteerde longkankersterfte en de methode van Rostron (2010).

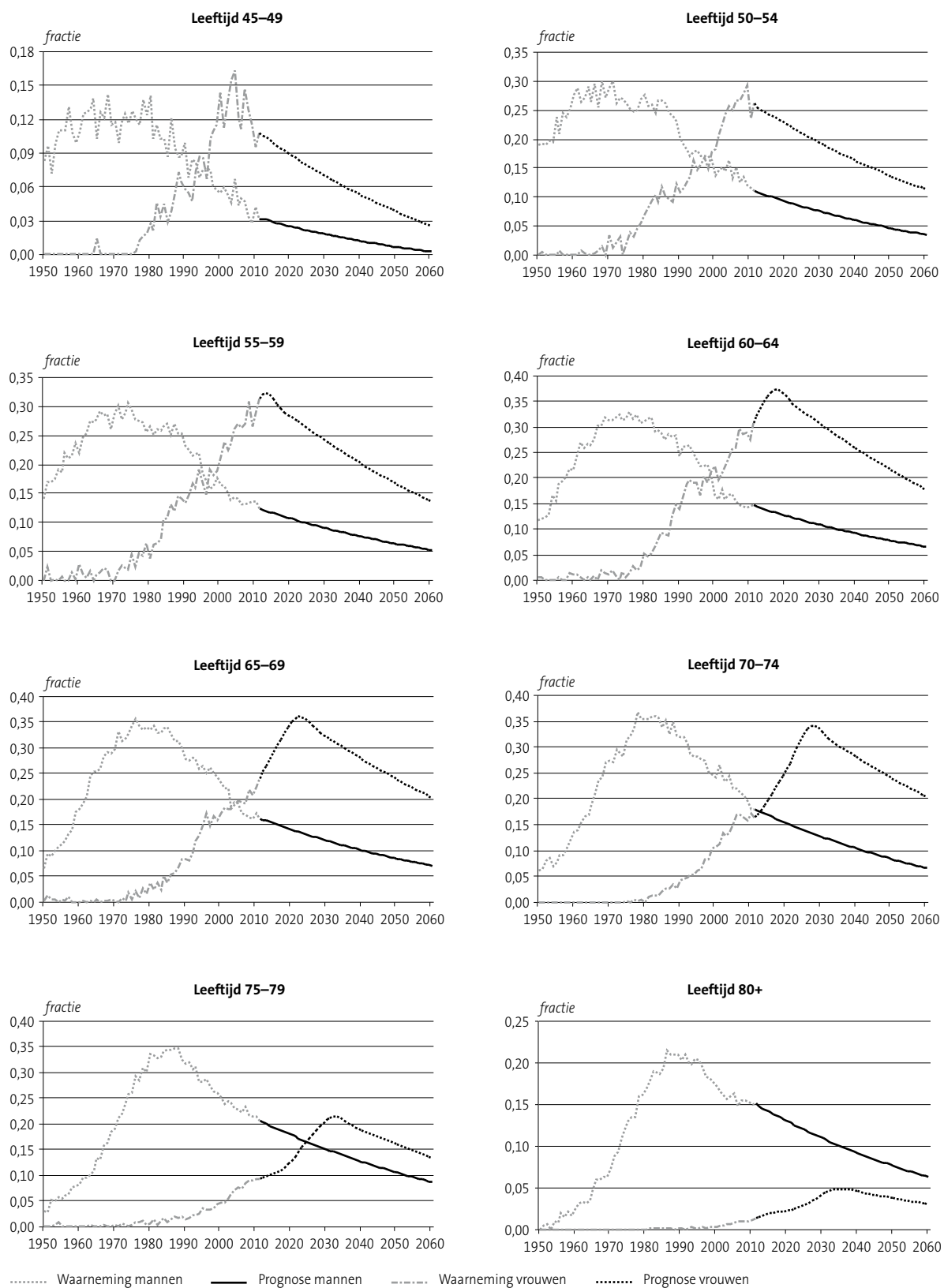
## B.1 Projectie longkankersterfte per leeftijdsgroep



Bron: CBS



## C.1 Projectie fractie rookgerelateerde sterfte van de overige doodsoorzaken per leeftijdsgroep



Bron: CBS

## Literatuur

- Barendregt J.J., C.W.M. Looman en H. Bronnum-Hansen, 2002, Comparison of cohort smoking intensities in Denmark and the Netherlands. *Bulletin of the World Health Organization* 80, 26–32.
- Bonneux, L.G.A., C.W.N. Looman en J.W. Coebergh, 2003, Sterfte door roken in Nederland: 1,2 miljoen tabaksdoden tussen 1950 en 2015. *Nederlands Tijdschrift voor Geneeskunde* 147, 917–921.
- Van Duin, C., G. de Jong, L. Stoeldraijer en J. Garssen, 2011, Bevolkingsprognose 2010–2060: model en veronderstellingen betreffende de sterfte. *Bevolkingstrends* 59(2), 28–41.
- HMD, 2012, The Human Mortality Database. Berkeley: University of California and Rostock: Max Planck Institute for Demographic Research (<http://www.mortality.org/>).
- Janssen, F., J.O. Mackenbach en A.E. Kunst, 2004, Sterftetrends onder ouderen in zeven Europese landen van 1950–1999, *Bevolkingstrends* 52(3), 40–51.
- Janssen, F. en A. Kunst, 2007, The choice among past trends as a basis for the prediction of future trends in old-age mortality, *Population Studies*, 61(3), 315–326.
- Janssen, F. en A. Kunst, 2010, De toekomstige levensverwachting. In: A.H.P. Luijben & G.J. Kommer (eds.), *Tijd en toekomst; deelrapport van de VTV 2010 Van gezond naar beter*. RIVM-rapport 270061008, Houten: Bohn Stafleu Van Loghum, 13–20.
- Janssen, F., L. van Wissen en A. Kunst (te verschijnen): A new mortality projection methodology-evaluation and application to the Netherlands, *Demography*.
- Jong, A. de, en A. van der Meulen, 2005, Prognose van sterfte naar doodsoorzaken: model en veronderstellingen, *Bevolkingstrends* 53(2), 50–62.
- Lee, R. D. en L. R. Carter, 1992, Modelling and forecasting US mortality. *Journal of the American Statistical Association* 87(419), 659–671.
- Li, N. en R. Lee, 2005, Coherent mortality forecasts for a group of populations: an extension of the Lee-Carter method. *Demography*, 42(3), 575–94.
- Lopez, A.D., N.E. Collishaw en Piha, 1994 A descriptive model of the cigarette epidemic in developed countries, *Tobacco Control* 3(3): 242–247.
- Mackenbach, J. en J. Garssen, 2011, Renewed progress in life expectancy: The case of the Netherlands. In: Crimmins, E.M., S.H. Preston en B. Cohen (eds.), *International differences in mortality at older ages: Dimensions and sources*. National Academies Press, Washington DC, 369–384.
- Meulen, A. van der, en F. Janssen, 2007, Achtergronden en berekeningswijzen van CBS-overlevingstafels. *Bevolkingstrends* 55(3), 66–77.
- Oeppen, J. en J.W. Vaupel, 2002, Broken limits to life expectancy, *Science* 296(5570), 1029–1031.
- Peto R, A.D. Lopez, J. Boreham, M. Thun, C. Jr. Heath en R. Doll, 1996, Mortality from smoking worldwide, *Br Med Bull.* 52(1), 12–21.
- Rostron, B., 2010, A modified new method for estimating smoking-attributable mortality in high-income countries, *Demographic Research*, 23, 399–420.
- Stoeldraijer, L, C. van Duin, L. van Wissen, F. Janssen (ingediend): Sensitivity of projected future life expectancy at birth and at age 65 due to different mortality forecasting methods, *Demographic Research*.
- Thun, M.J., C. Day-Lally, D.G. Myers, E.E. Calle, W.D. Flanders, B.P. Zhu, M.M. Namboodiri en C.W. Heath, 1997, Trends in tobacco smoking mortality from cigarette use in Cancer Prevention Studies I (1959 through 1965) and II (1982 through 1988). In: *Changes in cigarette-related disease risks and their implications for prevention and control*. Smoking and Tobacco Control Monograph no. 8. Bethesda, MD: National Cancer Institute, 305–382.
- WHOSIS, 2012, World Health Organization Statistical Information System: <http://www.who.int/whosis/mort/download/en/> (update 9 juli 2012).
- Wilmoth, J. R., 1995, Are mortality projections always more pessimistic when disaggregated by cause of death? *Mathematical Population Studies*, 5(4), 293–319.

Wilmoth, J. R., 2000, Demography of longevity: past, present, and future trends, *Experimental Gerontology*, 35, 1111–1129.

## Verklaring van tekens

.	gegevens ontbreken
*	voorlopig cijfer
**	nader voorlopig cijfer
x	geheim
–	nihil
–	(indien voorkomend tussen twee getallen) tot en met
0 (0,0)	het getal is kleiner dan de helft van de gekozen
	eenheid
niets (blank)	een cijfer kan op logische gronden niet voorkomen

<b>2012–2013</b>	2012 tot en met 2013
<b>2012/2013</b>	het gemiddelde over de jaren 2012 tot en met 2013
<b>2012/'13</b>	oogstjaar, boekjaar, schooljaar enz., beginnend in 2012 en eindigend in 2013
<b>2010/'11–2012/'13</b>	oogstjaar, boekjaar enz., 2010/'11 tot en met 2012/'13

In geval van afronding kan het voorkomen dat het weergegeven totaal niet overeenstemt met de som van de getallen.

## Colofon

© Centraal Bureau voor de Statistiek,  
Den Haag/Heerlen, 2013.  
Verveelvoudiging is toegestaan, mits het CBS als bron wordt vermeld.