

Analyse van doodsoorzaken op basis van overlevingstafeltechnieken, 1970–2003

Andries de Jong

Aan de stijging van de levensverwachting in de afgelopen drie decennia heeft de daling van sterfte aan hart- en vaatziekten een belangrijke bijdrage geleverd. Op basis van overlevingstafeltechnieken kan worden geschat dat de kans om aan deze ziekten te overlijden tussen 1970 en 2003 is gedaald van circa 40 naar 35 procent voor mannen en van circa 50 naar 35 procent voor vrouwen. Als sterfte aan hart- en vaatziekten geheel zou kunnen worden uitgeschakeld, zouden zowel mannen als vrouwen die hieraan anders zouden zijn overleden ongeveer 10 jaar langer leven. Longkanker lijkt bij vrouwen een nog schadelijker effect op de gezondheid te hebben dan bij mannen. Voor vrouwen die anders aan longkanker zouden zijn gestorven, betekent uitschakeling van deze ziekte een winst in de levensverwachting van ongeveer 17 jaar, tegen 12 jaar voor mannen. Hier staat tegenover dat het effect van uitschakeling van longkanker op de levensverwachting van (alle) mannen met één jaar groter is dan het effect op (alle) vrouwen met een half jaar. Dit is een gevolg van het feit dat vroeger bijna alle mannen rookten, terwijl het aandeel rokers onder vrouwen juist laag was.

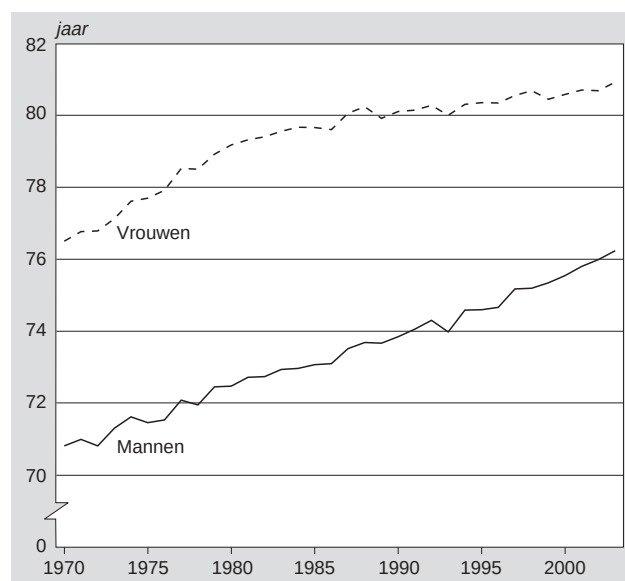
1. Inleiding

In de afgelopen drie decennia is de levensverwachting in Nederland aanzienlijk toegenomen. De levensverwachting bij de geboorte is tussen 1970 en 2003 voor mannen met 5,4 jaar toegenomen en voor vrouwen met 4,4 jaar (grafiek 1). Bij mannen is sprake geweest van een min of meer continue stijging, terwijl bij vrouwen de stijging na 1985 nog maar vrij gering was. Uit Van der Meulen (2004) blijkt dat deze stijging voor zowel mannen als vrouwen voor een groot deel kan worden toegeschreven aan een sterke daling van de sterfte aan hart- en vaatziekten. Voor mannen geldt bovendien dat de sterfte aan longkanker vanaf medio jaren tachtig sterk is gedaald, terwijl de sterfte aan ouderdomsziekten is gestegen. Bij vrouwen is sprake geweest van een sterkere stijging van de sterfte aan ouderdomsziekten, terwijl de sterfte aan longkanker continu is toegenomen. Van der Meulen trekt deze conclusies op basis van ontwikkelingen in (direct) gestandaardiseerde sterftecijfers. Dit artikel beschrijft de resultaten van een nieuwe analyse van de ontwikkelingen in de doodsoorzaken, dit keer aan de hand van overlevingstafeltechnieken.

Volgens Pressat (1972) geven overlevingstafels (ook wel sterftetafels genoemd) de meest complete statistische beschrijving van de sterfte. In tegenstelling tot gestandaardiseerde sterftecijfers zijn de maten die voortkomen uit de overlevingstafel gemakkelijk te interpreteren. Dit komt doordat ze aangeven wat een bepaalde sterfteontwikkeling voor iemand persoonlijk kan betekenen. Zo geeft een maat als de winst in levensverwachting aan hoeveel jaar iemand extra zou kunnen leven als de sterfte aan een bepaalde doodsoorzaak niet meer zou optreden. In de bijlage wordt ingegaan op de berekeningswijze van diverse maten uit de

overlevingstafel. De ontwikkelingen in de diverse maten worden in dit artikel toegelicht. In de volgende paragraaf wordt ingegaan op leeftijdspecifieke sterftetekansen naar belangrijke doodsoorzaken. Deze kansen vormen de gegevens voor de overlevingstafeltechnieken. De daaropvolgende paragrafen beschrijven de uitkomsten van de overlevingstafeltechnieken.

1. Levensverwachting bij geboorte, 1970–2003



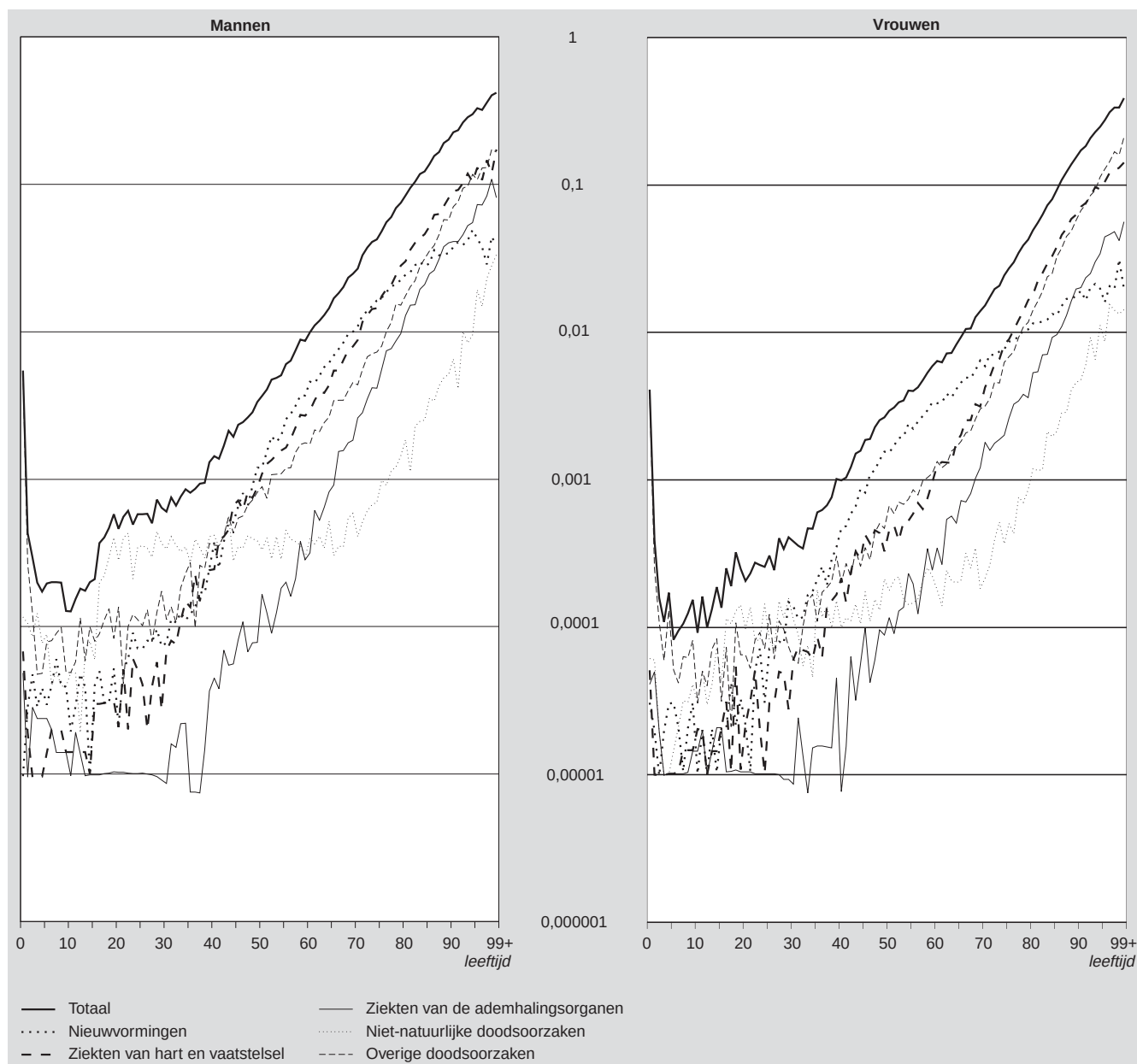
2. Leeftijdsspecifieke sterftetekansen naar doodsoorzaak

Leeftijdspatronen van sterftetekansen vertonen een karakteristiek verloop (grafiek 2). In het eerste levensjaar is de kans om te overlijden relatief groot, terwijl de kans in de jaren daarna sterk afneemt. Vanaf het tiende levensjaar neemt de kans weer toe. Vooral op leeftijd 16, 17 en 18 is er bij jongens sprake van een sterke stijging die verband houdt met riskant verkeersgedrag. Het overstappen van de fiets op de brommer brengt door de hogere snelheden grotere sterfterisico's met zich mee. Bij meisjes is er vrijwel geen sprake van een dergelijke 'accident hump'. Vanaf leeftijd 30 is er bij zowel mannen als vrouwen sprake van een lineaire stijging van het logaritme van de sterftetekansen (niet-logaritmisch vertonen de sterftetekansen een sterk stijgend patroon).

Grafiek 2 toont voor 2003 ook de sterftetekansen voor vijf hoofdgroepen van doodsoorzaken, te weten ziekten van het hart en vaatstelsel, nieuwvormingen (kanker), ziekten van de ademhalingsorganen, niet-natuurlijke doodsoorzaken en overige doodsoorzaken.

In de eerste drie levensjaren voeren de sterftetekansen voor overige doodsoorzaken de boventoon. Het gaat hierbij

2. Leeftijdsspecifieke sterftetekansen, 2003



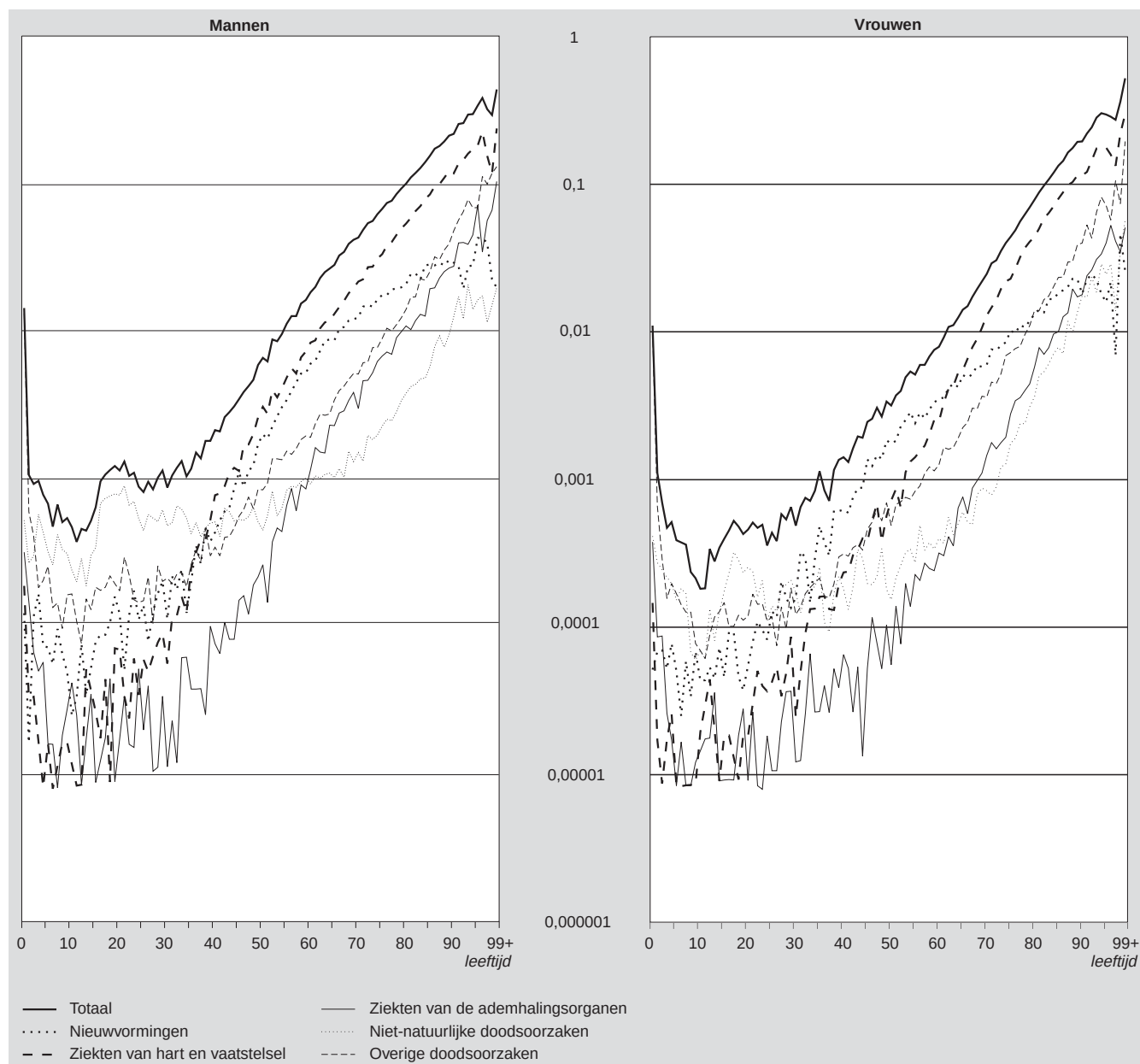
voornamelijk om sterfte aan aangeboren afwijkingen. Bij mannen zijn tussen leeftijd 15 en 35 de sterftetekansen aan niet-natuurlijke dood duidelijk het hoogst. Dit betreft vooral verkeersongevallen. Tussen leeftijd 40 en 75 vormen bij mannen hart- en vaatziekten en kanker de belangrijkste sterfterisico's, waarbij de sterftetekansen voor kanker systematisch iets hoger liggen. Op hogere leeftijden liggen de kansen voor hart- en vaatziekten hoger, terwijl de sterftetekansen voor overige doodsoorzaken zich hier dicht naar toe gaan bewegen. Tussen leeftijd 15 en 60 kennen de ziekten aan de ademhalingsorganen de laagste sterftetekansen; op hogere leeftijden is dit het geval voor de niet-natuurlijke doodsoorzaken.

Bij vrouwen herhalen deze patronen zich grotendeels, hoewel er ook een duidelijk verschil met mannen valt aan te wijzen. De sterfte aan kanker is bij vrouwen op de middenleeftijden van veel groter belang dan de sterfte aan hart- en vaatziekten, terwijl bij mannen sprake is van een slechts iets groter belang van de sterfte aan kanker.

In *grafiek 3* zijn de leeftijdsspecifieke sterftetekansen voor 1970 afgebeeld. In eerste instantie lijken de patronen voor mannen en vrouwen sterk op de patronen die in 2003 zijn waargenomen. Worden niveauverschillen buiten beschouwing gelaten – de sterftetekansen voor 1970 zijn merendeels hoger – dan zijn belangrijke verschuivingen in het relatieve belang van bepaalde doodsoorzaken zichtbaar.

Bij mannen vormen vanaf circa leeftijd 40 hart- en vaatziekten de belangrijkste doodsoorzaak (en dus niet meer kanker). Tussen 1970 en 2003 zijn de sterftetekansen voor hart- en vaatziekten belangrijk gedaald, waardoor deze sterftetekansen in 2003 beneden die van kanker zijn uitgekomen. Ook voor vrouwen geldt dat de sterftetekansen aan hart en vaatziekten zijn gedaald. Als gevolg hiervan is voor veertigers en vijftigers het verschil tussen deze sterftetekansen en de sterftetekansen voor kanker in 2003 groter dan in 1970.

3. Leeftijdsspecifieke sterftetekansen, 1970



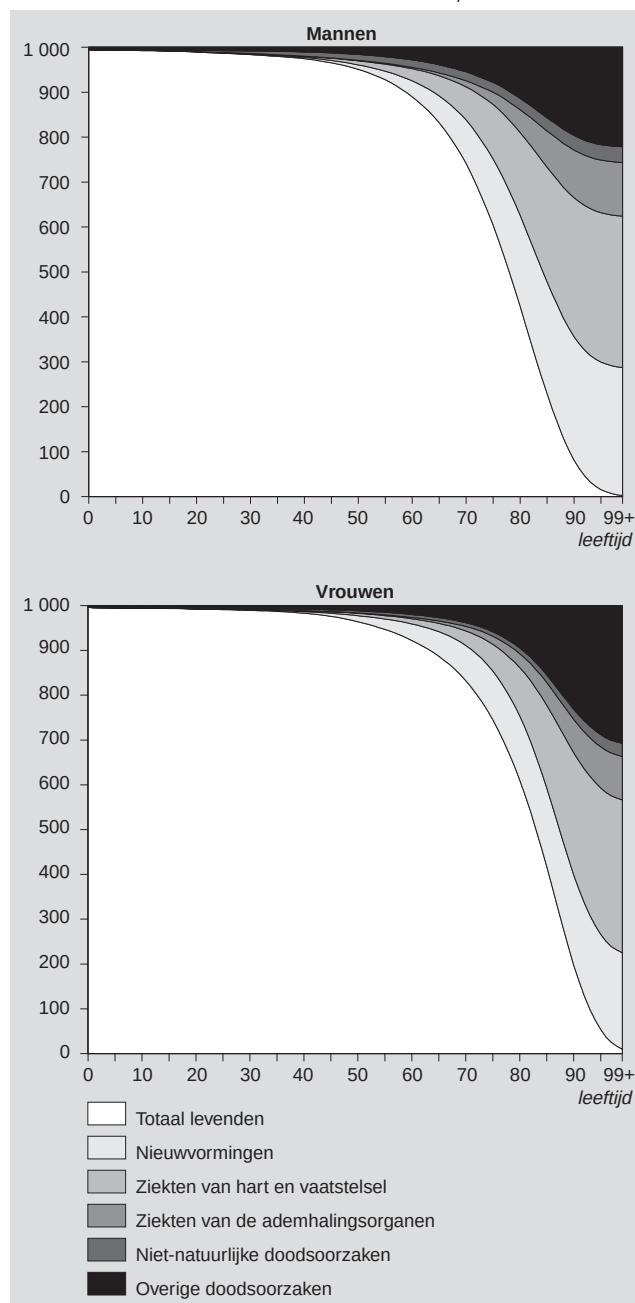
3. Kans om aan een bepaalde doodsoorzaak te overlijden

De leeftijdsspecifieke sterftetekansen per doodsoorzaak, die in de vorige paragraaf zijn beschreven, vormen de basisgegevens voor de zogenaamde overlevingstafel naar doodsoorzaak. Deze tafel laat zien hoe een bepaalde risicobevolking in omvang afneemt als gevolg van het effect van leeftijdsspecifieke sterftetekansen naar doodsoorzaak. In *grafiek 4* wordt uitgegaan van een fictieve tafelbevolking van 1 000 personen op het moment van geboorte.

Op deze tafelbevolking worden voor zowel mannen als vrouwen de sterftetekansen naar doodsoorzaak, zoals waargenomen in 2003, toegepast. Voor de tafelbevolking van mannen geldt dat tot op leeftijd 50 nog maar 50 personen van deze tafelbevolking zijn overleden, maar daarna lopen de sterfteaantallen snel op. Op leeftijd 99 (en hoger) is de tafelbevolking vrijwel volledig overleden.

De grafiek laat ook zien aan welke doodsoorzaken de tafelbevolking is overleden. Per leeftijdsjaar is zichtbaar hoeveel mensen tot dusverre aan de verschillende doodsoorzaken zijn overleden. Zo is op leeftijd 70 ongeveer een kwart van de mannelijke tafelbevolking overleden, waarvan de meesten aan kanker (namelijk 100), gevolgd door hart- en vaatziekten (75). Voor vrouwen geldt dat pas op leeftijd 75 ongeveer een kwart van de tafelbevolking is overleden, met ongeveer dezelfde aantallen personen die aan de twee doodsoorzaken zijn overleden.

Op leeftijd 99 (en hoger) wordt zichtbaar hoeveel mensen van de tafelbevolking uiteindelijk aan de verschillende doodsoorzaken zijn overleden. Door deze aantallen te relateren aan de beginomvang van de tafelbevolking, kan voor de tafelbevolking de kans om te overlijden aan een bepaalde doodsoorzaak worden berekend. *Grafiek 5* geeft hiervan een beeld. De kans is het grootst om te overlijden aan hart- en vaatziekten, namelijk één op drie voor zowel man-

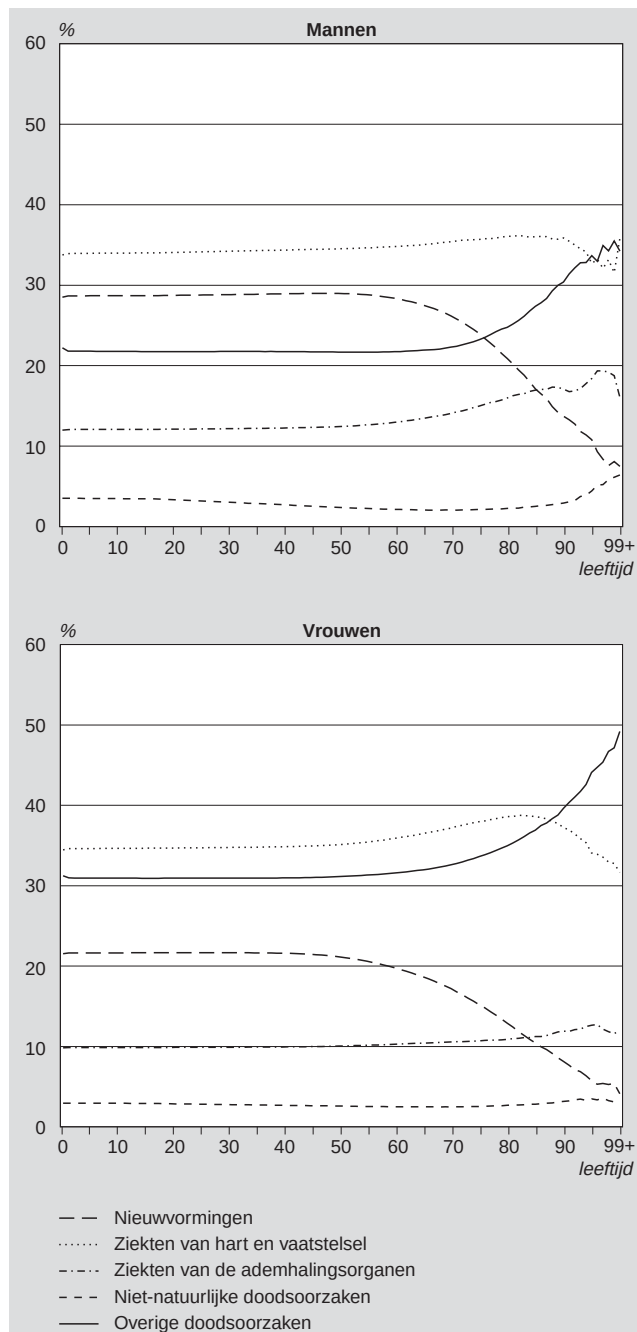
4. Levenden en overledenen naar doodsoorzaak¹⁾, 2003

¹⁾ Op basis van een overlevingstafel met een initiële omvang van 1000 personen.

nen als vrouwen. In de grafiek is deze kans weergegeven bij leeftijd 0. Het gaat hierbij niet om de kans om in het eerste levensjaar te overlijden, maar om de kans om *ooit* aan een bepaalde doodsoorzaak te overlijden. Bij mannen volgt op korte afstand de kans om te sterven aan kanker, met ongeveer 30 procent. Bij vrouwen is deze kans met ongeveer 20 procent veel kleiner; kanker komt hiermee bij vrouwen op de derde plaats. De tweede plaats wordt ingenomen door de kans om te sterven aan overige doodsoorzaken, met circa 30 procent. Bij mannen neemt deze kans de derde plaats in, met circa 20 procent.

De kans om ooit te sterven aan een bepaalde doodsoorzaak kan niet alleen worden bepaald voor de (volledige) tafelbevolking op het moment van geboorte, maar ook voor de (resterende) tafelbevolking op alle andere leeftijden. Hierbij worden de overledenen naar doodsoorzaak vanaf

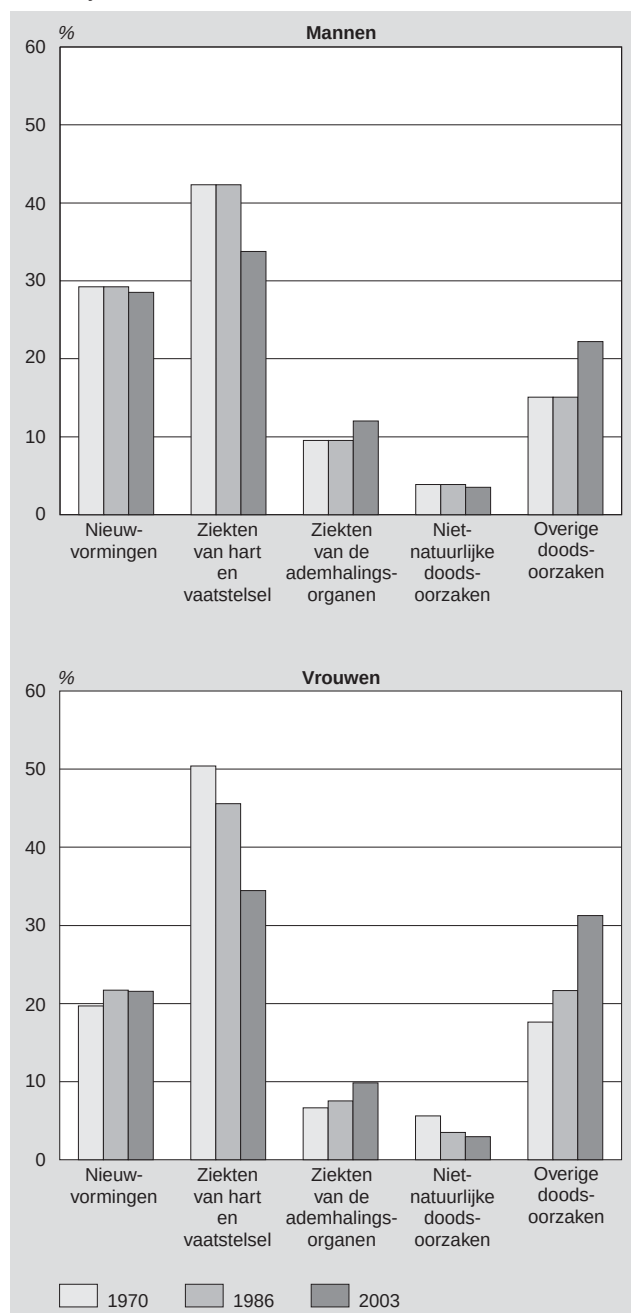
5. Kans om aan een bepaalde doodsoorzaak te overlijden, 2003



een bepaalde leeftijd gerelateerd aan de tafelbevolking van een bepaalde leeftijd. Uit grafiek 5 wordt duidelijk dat de kansen om (in het resterende gedeelte van het leven) te sterven aan een bepaalde doodsoorzaak tot ongeveer leeftijd 55 stabiel zijn. Op hogere leeftijden daalt de kans om te overlijden aan kanker in een snel tempo. Tot ongeveer leeftijd 85 gaat dit samen met een lichte stijging van de kans om te sterven aan hart- en vaatziekten. De kansen om te sterven aan overige doodsoorzaken lopen vanaf ongeveer leeftijd 55 snel op en vormen voor zeer hoog bejaarden de grootste sterftkans.

Om na te kunnen gaan of er sprake is van ontwikkelingen in de tijd van de kans om te sterven aan een bepaalde doodsoorzaak laat *grafiek 6* deze kansen zien voor 1970, 1986 en 2003. De belangrijkste ontwikkeling is zichtbaar bij

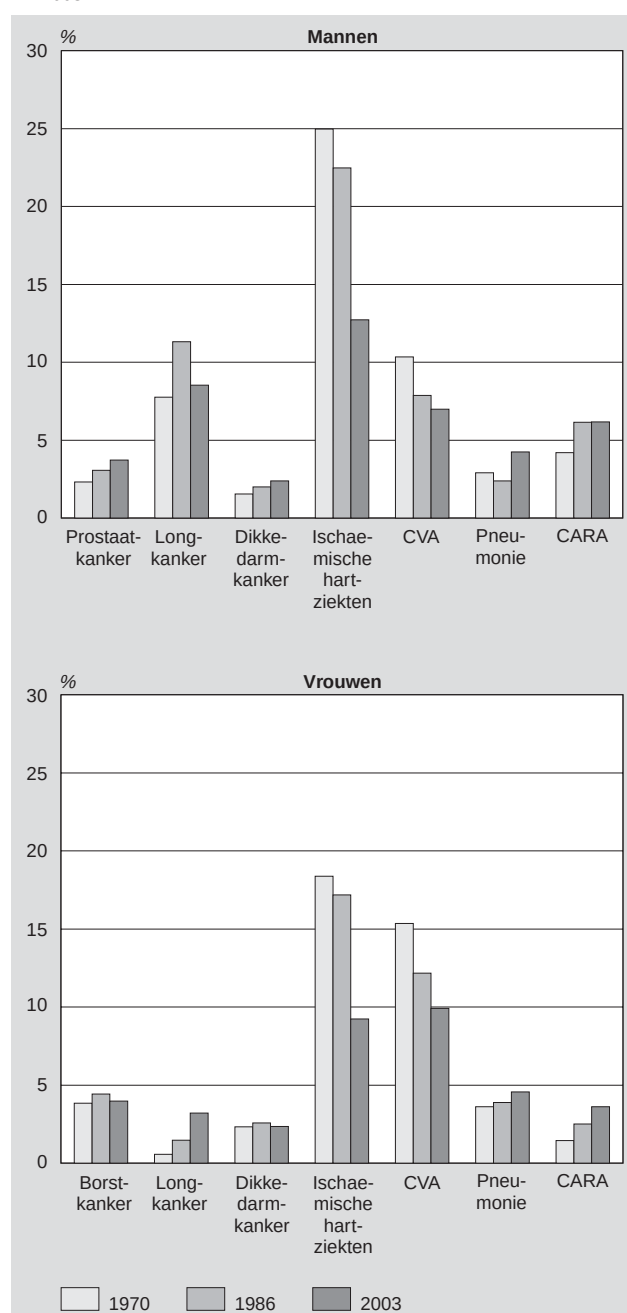
6. Kans om aan een bepaalde hoofdgroep van doodsoorzaken te overlijden, 1970, 1986, 2003



de hart- en vaatziekten. Bij mannen bedroeg deze kans ruim 40 procent in zowel 1970 als 1986, om in 2003 te dalen naar bijna 35 procent. Ook bij vrouwen is de kans om te sterven aan hart- en vaatziekten gedaald, maar in dit geval was de daling nog sterker. In 1970 was de kans (ongeveer) 50 procent, in 1982 45 procent en in 2003 35 procent. De kans is vooral in de tweede helft van de periode 1970–2003 voor zowel mannen als vrouwen snel gedaald. Tegenover deze daling staat een stijging van de kans om te sterven aan overige doodsoorzaken. Deze substitutie van doodsoorzaken is een teken dat ouderdomsziekten steeds belangrijker worden. Bij sterfte aan ouderdomsziekten is sprake van ouderen die een zwakke gezondheid bezitten, waardoor het min of meer toevallig is aan welke doodsoorzaak ze uiteindelijk overlijden.

In de vorige grafiek is gekeken naar hoofdgroepen van doodsoorzaken. *Grafiek 7* maakt een verder onderscheid naar specifieke doodsoorzaken. Deze specifieke oorzaken vormen binnen de hoofdgroepen belangrijke doodsoorzaken. Voor kanker geldt dat prostaatkanker (bij mannen), borstkanker (bij vrouwen), longkanker en dikkedarmkanker belangrijke doodsoorzaken zijn. Het belang van prostaatkanker bij mannen en borstkanker bij vrouwen is relatief klein, met een kans om hieraan te sterven van minder dan 5 procent. Opmerkelijk is wel dat de kans op prostaatkanker tussen 1970 en 2003 oploopt, terwijl de kans op borstkanker vrijwel stabiel is. De kans om te sterven aan longkanker is bij mannen vrij belangrijk: in 1982 is deze ruim 10 procent, in 2003 licht gedaald naar 9 procent. Bij vrouwen was in 1970 longkanker nog een onbelangrijke doodsoorzaak, maar sindsdien is het belang aan het toenemen: in

7. Kans om aan een bepaalde doodsoorzaak te overlijden, 1970, 1986, 2003



2003 komt de kans om aan longkanker te sterven uit op 3 procent.

Deze tegenovergestelde ontwikkelingen houden verband met de historische ontwikkelingen in het percentage roken: de mannen en vrouwen. Vanaf eind jaren vijftig tot 2003 is het aandeel mannelijke rokers sterk afgenomen, van 90 naar 33 procent (STIVORO, 2004). Het percentage vrouwelijke rokers is daarentegen sinds de jaren zestig gestegen en ligt in 2003 op 27.

Binnen de sterfte aan hart- en vaatziekten vormen ischaemische hartziekten en cerebrovasculaire aandoeningen (CVA) de belangrijkste doodsoorzaken. Bij zowel mannen als vrouwen is de kans om aan ischaemische hartziekten te overlijden belangrijk afgenomen. Bij mannen gaat het om een daling van 25 procent in 1970 naar 13 procent in 2003. De kans om te sterven aan CVA was vooral in de jaren zeventig veel kleiner. Hierna is deze kans slechts licht gedaald. Bij vrouwen is CVA bijna even belangrijk als ischaemische hartziekten. Voor beide ziekten geldt dat de kans om hieraan te sterven tussen 1970 en 2003 beduidend is gedaald. In 2003 ligt de kans voor beide ziekten op ongeveer 10 procent.

4. Levensverwachting naar doodsoorzaak

De levensverwachting bij geboorte geeft aan hoeveel jaar een persoon (uit een tafelbevolking) mag verwachten te leven indien een set van leeftijdsspecifieke sterftেকansen (op de tafelbevolking) van toepassing worden verklaard. Deze set van sterftেকansen heeft meestal betrekking op een bepaald kalenderjaar, zodat gesproken wordt over de levensverwachting in een bepaald kalenderjaar.

Uiteraard weerspiegelt deze set van sterftেকansen een gemiddelde van personen die op jongere en oudere leeftijden zijn gestorven. De levensverwachting geeft dan weer hoeveel jaar een persoon uit een tafelbevolking gemiddeld mag verwachten te leven indien de sterftেকansen van een bepaald kalenderjaar voor de tafelbevolking ook in de toekomst zouden gelden.

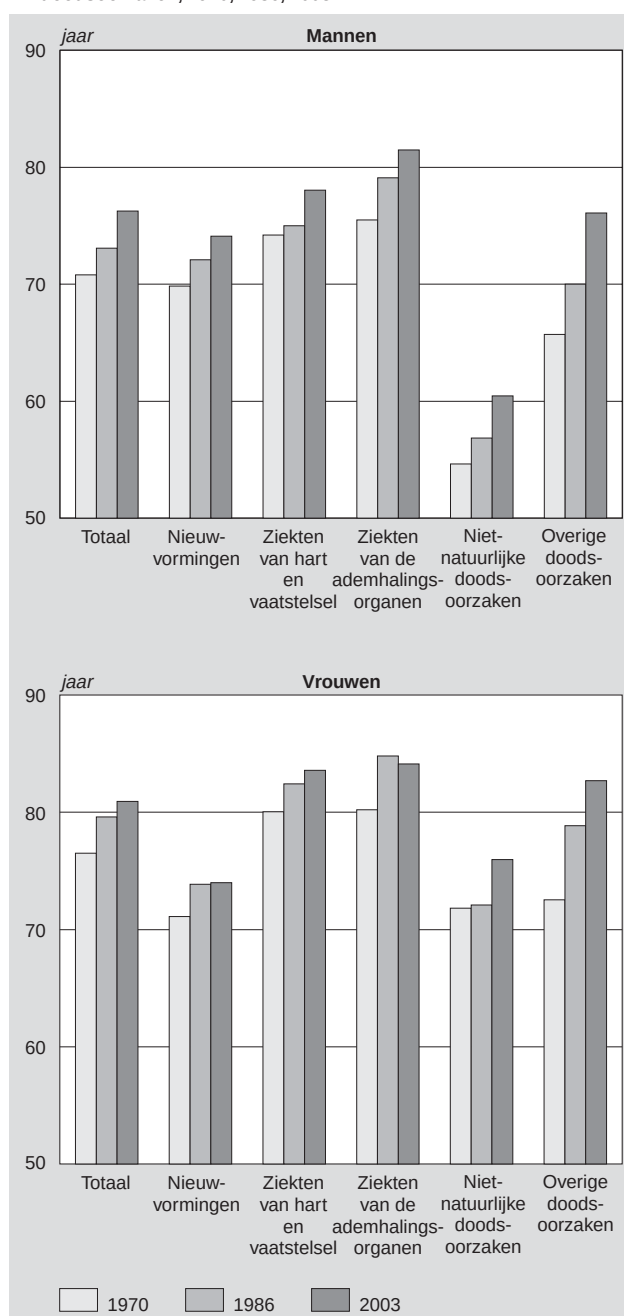
Op het moment dat iemand wordt geboren is het (meestal) nog onduidelijk aan welke doodsoorzaak deze persoon zal overlijden. Indien echter wordt gewerkt met een set van leeftijdsspecifieke sterftেকansen naar doodsoorzaak, kan voor de bevolking van de overlevingstafel worden nagegaan hoeveel personen op de verschillende leeftijden aan een bepaalde doodsoorzaak komen te overlijden. Op basis hiervan kan worden berekend hoeveel jaar een persoon bij de geboorte mag verwachten te leven als hij of zij zal sterven aan een bepaalde doodsoorzaak.

De interpretatie van deze zogenaamde levensverwachting naar doodsoorzaak kan als volgt worden toegelicht. Er bestaat in een bepaald kalenderjaar een duidelijk verschil tussen de gemiddelde leeftijd bij sterfte en de levensverwachting bij geboorte; in 2002 lagen deze voor mannen op respectievelijk 72,3 en 76,0 jaar. Dit verschil komt voort uit het feit dat de gemiddelde leeftijd bij sterfte wordt beïnvloed door de leeftijdsopbouw van de zittende bevolking. Een 'groene' bevolking zal bij gelijke sterftেকansen een lagere gemiddelde leeftijd bij sterfte kennen dan een 'grijze' bevolking. De levensverwachting bij geboorte corrigeert voor leeftijdsopbouweffecten (en is in een groene en grijze

bevolking even hoog). Evenzo wordt in een bepaald kalenderjaar de gemiddelde leeftijd bij sterfte aan een bepaalde doodsoorzaak beïnvloed door leeftijdsopbouweffecten, terwijl de levensverwachting naar doodsoorzaak hiervoor corrigeert.

In *grafiek 8* is de levensverwachting naar doodsoorzaak voor mannen en vrouwen afgebeeld voor de kalenderjaren 1970, 1986 en 2003. In 2003 ligt de levensverwachting bij geboorte voor (alle) mannen op 76 jaar. De levensverwachting voor mannen die sterven aan nieuwvormingen (kanker) ligt met 74 jaar iets lager, terwijl de levensverwachting voor mannen die sterven aan hart- en vaatziekten met 78 jaar iets hoger ligt. De hoogste levensverwachting geldt voor mannen die sterven aan ziekten van de ademhalingsorganen, met circa 81 jaar. Voor mannen die

8. Levensverwachting bij geboorte naar hoofdgroep van doodsoorzaken, 1970, 1986, 2003



sterven aan een niet-natuurlijke doodsoorzaak ligt de levensverwachting laag, met ongeveer 60 jaar.

De stijging van de levensverwachting (ongeacht doodsoorzaak) tussen 1970 en 2003 met ruim 5 jaar is zichtbaar bij alle doodsoorzaken. Bij nieuwvormingen en hart- en vaatziekten is de stijging iets kleiner en bij ziekten van de ademhalingsorganen iets groter. Bij de overige doodsoorzaken is de stijging van de levensverwachting bijna twee keer zo sterk. Dit betekent dat de verbetering van de sterftekansen dus het grootst is geweest bij de overige doodsoorzaken.

Voor vrouwen ligt de levensverwachting bij geboorte op bijna 81 jaar. Voor vrouwen die sterven aan kanker ligt de levensverwachting beduidend lager, met circa 74 jaar. Voor vrouwen die sterven aan hart- en vaatziekten komt de levensverwachting uit op ongeveer 84 jaar. Het verschil in levensverwachting tussen vrouwen die sterven aan kanker en vrouwen die sterven aan hart- en vaatziekten ligt op ongeveer 9,5 jaar, tegen ongeveer 4 jaar bij mannen. Hiermee lijkt het negatieve effect van kanker op de levensverwachting bij vrouwen veel sterker te zijn dan bij mannen. Ook bij vrouwen ligt de levensverwachting het laagst als ze sterven aan niet-natuurlijke doodsoorzaken, namelijk 76 jaar. Dat is ongeveer 5 jaar eerder dan de leeftijd bij overlijden van de gemiddelde vrouw. Bij mannen die sterven aan niet-natuurlijke doodsoorzaken is dit verschil met het gemiddelde echter circa 16 jaar. Het effect van niet-natuurlijke doodsoorzaken is bij mannen dus veel sterker. Dit hangt deels samen met het feit dat mannen een grotere kans hebben om in het verkeer te sterven dan vrouwen. Niet-natuurlijke dood bij vrouwen wordt vaak veroorzaakt door fatale valpartijen van ouderen.

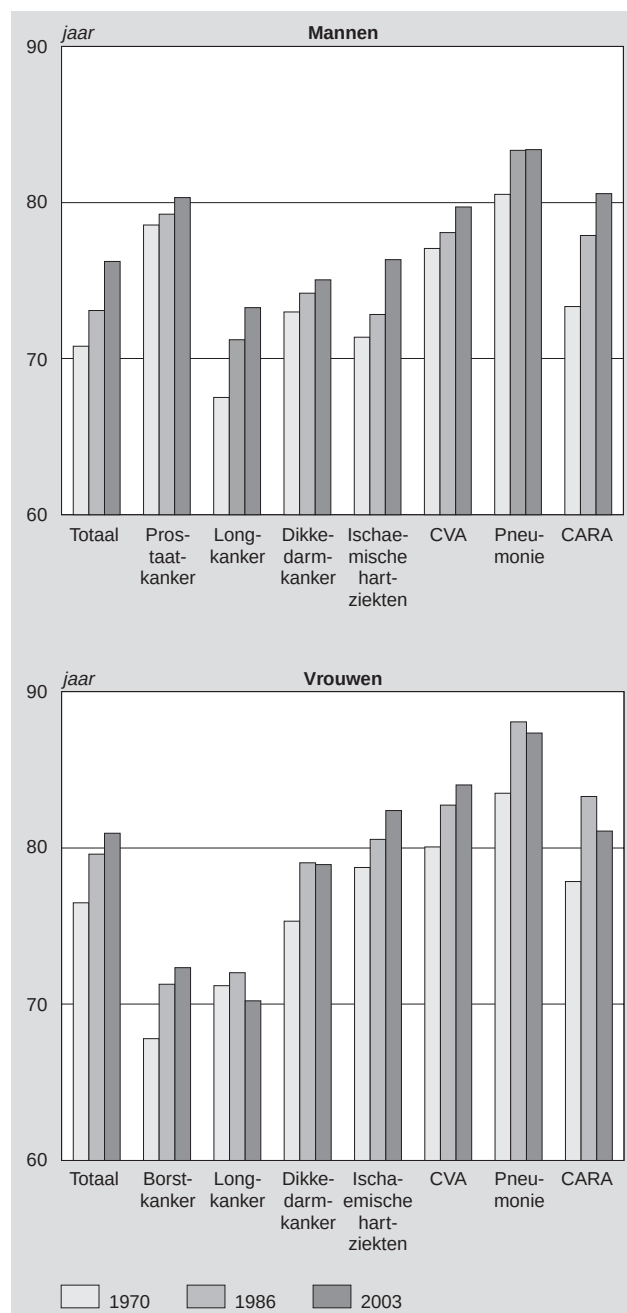
Op de overige doodsoorzaken na is bij vrouwen de stijging van de levensverwachting tussen 1970 en 2003 per doodsoorzaak geringer dan de stijging van de levensverwachting ongeacht doodsoorzaak. Dit geldt vooral voor nieuwvormingen. Evenals bij de mannen komt de stijging van de levensverwachting voor de overige doodsoorzaken uit op ongeveer 10 jaar.

Grafiek 9 laat zien hoe de levensverwachting zich tussen 1970 en 2003 heeft ontwikkeld voor belangrijke doodsoorzaken binnen de hoofdgroepen van doodsoorzaken. Bij mannen is voor alle afgebeelde doodsoorzaken sprake van een stijging, hoewel vooral voor prostaatkanker sprake is van een geringe stijging, namelijk minder dan 2 jaar.

Desondanks ligt de levensverwachting bij sterfte aan prostaatkanker in 2003 circa 4,5 jaar hoger dan de levensverwachting van de gemiddelde man. Om deze reden kan prostaatkanker ook wel als 'ouderdomskanker' getypeerd worden. Ook bij dikkedarmkanker, CVA en pneumonie blijft de stijging duidelijk achter bij de stijging van de algemene levensverwachting. Voor CARA geldt daarentegen een sterkere stijging.

Bij vrouwen is het beeld gevarieerder dan bij mannen. Tussen 1970 en 1986 is voor elke afgebeelde doodsoorzaak nog sprake van een stijging, maar tussen 1986 en 2003 treedt er bij de ene doodsoorzaak nog wel een stijging op, maar bij de andere doodsoorzaak niet meer. Vooral voor longkanker en in iets mindere mate voor CARA is sprake van een daling (van rond 2 jaar). Deze daling hangt samen met hogere sterftecijfers voor deze doodsoorzaken. Het

9. Levensverwachting bij geboorte voor bepaalde doodsoorzaken, 1970, 1986, 2003



verschil in levensverwachting tussen vrouwen die sterven aan longkanker en de gemiddelde vrouw komt uit op circa 11 jaar in 2003, tegen circa 5 jaar in 1970. Voor mannen liggen deze cijfers in beide jaren rond 3 jaar. Het effect van roken op de levensverwachting lijkt voor vrouwen veel groter te zijn dan voor mannen, en er is bovendien sprake van een sterk toenemend effect. Ook is opvallend dat, gemeten aan de levensverwachting bij geboorte in 2003, vrouwen bijna 5 jaar langer leven dan mannen, terwijl gemeten aan de levensverwachting bij sterfte aan longkanker vrouwen 3 jaar korter leven dan mannen. Uit Hooigeboezem (2004), die heeft gekeken naar de gemiddelde leeftijd bij overlijden aan longkanker, blijkt dat deze leeftijd in 2003 voor vrouwen 4 jaar lager ligt dan bij mannen. Correctie voor leeftijdsopbouwverschillen doet het verschil dus wel verkleinen, maar neemt het niet weg.

Voor vrouwen die overlijden aan borstkanker ligt de levensverwachting beduidend lager dan die van de gemiddelde vrouw, namelijk bijna 9 jaar in 2003. Voor vrouwen die sterven aan pneumonie geldt juist een hogere levensverwachting dan voor de gemiddelde vrouw. Ook bij mannen geldt dat degenen die sterven aan pneumonie veel langer dan gemiddeld hebben geleefd.

5. Winst in levensverwachting bij uitschakeling van doodsoorzaken

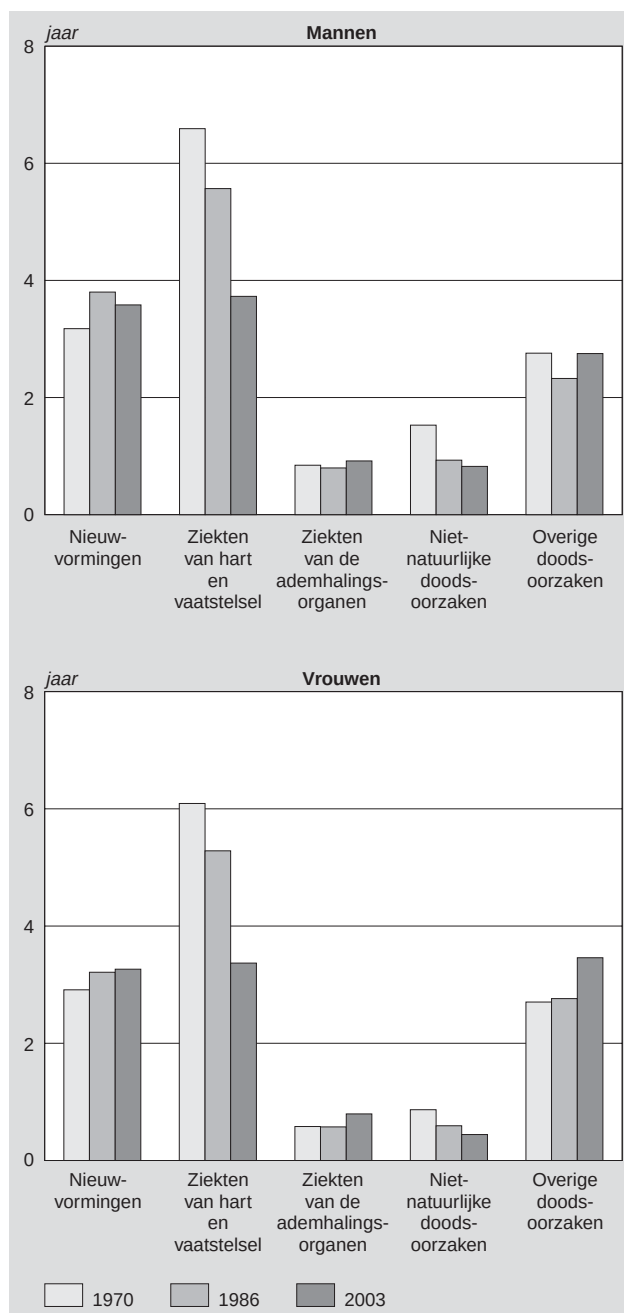
Modelmatig kan een schatting worden gemaakt van het aantal jaren dat iemand extra leeft als een bepaalde doodsoorzaak wordt uitgeschakeld (voor de niet uitgeschakelde doodsoorzaken gelden nog steeds de kansen die in een bepaald jaar zijn waargenomen). Een belangrijke veronderstelling die bij een dergelijke schatting wordt gemaakt, is dat de sterfte aan de betreffende doodsoorzaak onafhankelijk is van de sterfte aan andere doodsoorzaken. Hiermee wordt bedoeld dat de kansen op sterfte aan andere doodsoorzaken niet veranderen als een bepaalde doodsoorzaak wordt uitgeschakeld. Bij verkeersdoden – die meestal op jonge leeftijden optreden – valt bijvoorbeeld gemakkelijk voor te stellen dat het wegvallen van deze doodsoorzaak op de betreffende leeftijden geen effect heeft op de kans om te sterven aan hart- en vaatziekten (die meestal op hogere leeftijden plaatsvinden). Bij ouderen met een zwakke gezondheid valt een dergelijke onafhankelijkheid moeilijker voor te stellen.

Ze kunnen meerdere ziekten onder de leden hebben of zo zwak zijn dat ze, als ze ziek worden, extra vatbaar zijn voor andere ziekten (na opname in een ziekenhuis kunnen ze bijvoorbeeld een longontsteking oplopen, met de dood als gevolg). In dergelijke gevallen is het min of meer toevallig aan welke doodsoorzaak men overlijdt. Bij de schatting van de winst in levensverwachting door uitschakeling van een bepaalde doodsoorzaak, wordt aan een dergelijke afhankelijkheid voorbijgegaan. Hierdoor is het mogelijk dat dit model het aantal extra levensjaren niet correct schat.

Grafiek 10 geeft een beeld van de winst in levensverwachting bij uitschakeling van hoofdgroepen van doodsoorzaken in 1970, 1986 en 2003. Bij mannen is deze theoretische winst in 1970 duidelijk het hoogst bij uitschakeling van hart- en vaatziekten, namelijk circa 6,5 jaar. In 2003 is de winst bij uitschakeling van hart- en vaatziekten beduidend afgenomen, namelijk naar circa 4 jaar. Deze daling is niet verwonderlijk als wordt bedacht dat de sterfte aan deze ziekten belangrijk is afgenomen in de afgelopen drie decennia (zie grafiek 6); de theoretische winst die dan door uitschakeling kan worden behaald, wordt hierdoor kleiner. Bij uitschakeling van nieuwvormingen komt de winst in levensverwachting uit op 3 à 4 jaar. Uitschakeling van overige doodsoorzaken levert een winst van ongeveer 2 jaar op. Voor vrouwen lijkt het beeld sterk op dat voor mannen.

Mackenbach et al. (1995, 1999) wijzen op het feit dat de methode van het berekenen van de winst in levensverwachting door uitschakeling van doodsoorzaken vooral een te royale schatting kan opleveren. In geval van afhankelijkheid van de sterfte aan doodsoorzaken kan het uitschakelen van een bepaalde doodsoorzaak tot gevolg

10. Winst in levensverwachting bij uitschakeling van sterfte aan hoofdgroepen van doodsoorzaken, 1970, 1986, 2003

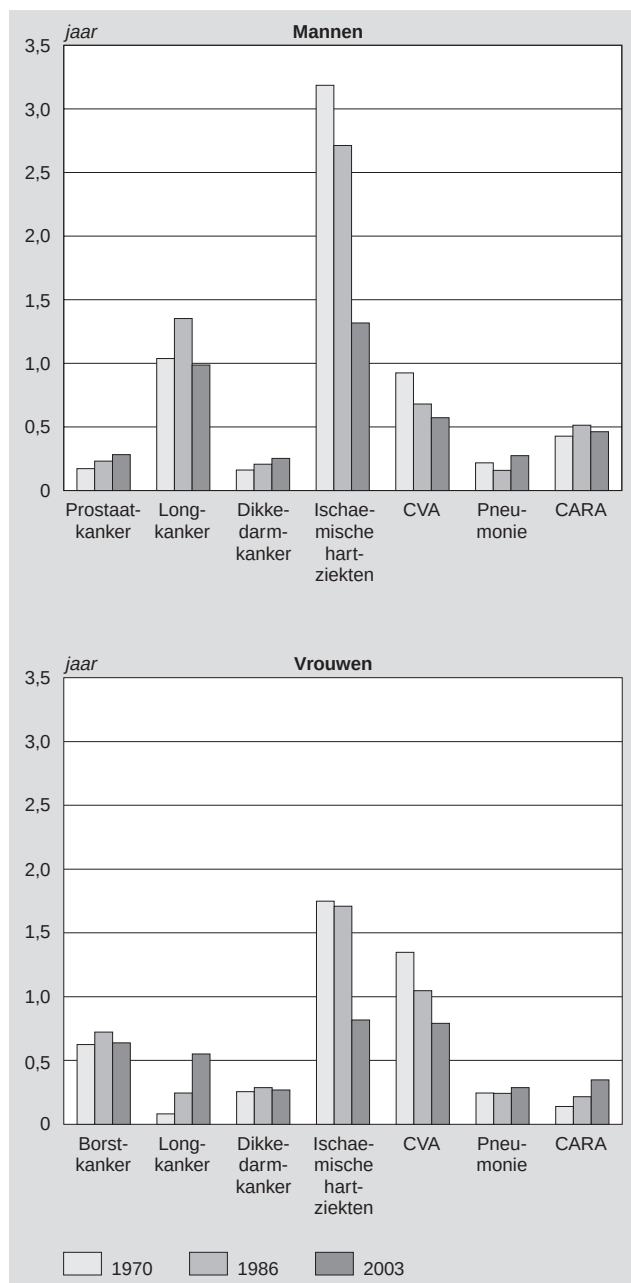


hebben dat de kansen op het overlijden aan een andere doodsoorzaak stijgen. Omdat in de methode bij de uitschakeling van een bepaalde doodsoorzaak de andere (afhankelijke) doodsoorzaken geen hogere kansen krijgen, levert de gebruikelijke berekeningswijze dus een te hoge schatting van de winst in de levensverwachting op.

Het bepalen van de ernst van de overschatting is moeilijk. Mackenbach et al. hebben in dit kader gekeken naar in hoeverre er bij sterftegevallen sprake is geweest van meerdere doodsoorzaken. Hieruit bleek dat vooral bij hart- en vaatziekten sprake is van 'concurrerende sterfte'. Afhankelijk van bepaalde veronderstellingen werd, door rekening te houden met concurrerende doodsoorzaken, de winst door uitschakeling van hart- en vaatziekten met een half tot een heel jaar gereduceerd.

Wordt gekeken naar de specifieke doodsoorzaken binnen de hoofdgroepen van doodsoorzaken, dan valt op dat de winst het hoogst is bij uitschakeling van ischaemische hartziekten: voor mannen ongeveer 3 jaar in 1970 en 1 jaar in 2003 (grafiek 11). Dit betekent dat de sterftetekansen voor ischaemische hartziekten zodanig zijn verbeterd dat door verdere daling van de sterftetekansen nog vrij weinig winst valt te behalen. Ook uitschakeling van longkanker levert voor mannen een beduidende winst op, namelijk ongeveer 1 jaar in zowel 1970 als 2003. Bij vrouwen is het effect van uitschakeling van ischaemische hartziekte kleiner dan bij mannen, ongeveer 1,5 jaar in zowel 1970 als 1986. In 2003 is het effect teruggelopen naar iets minder dan 1 jaar. De winst in levensverwachting voor borstkanker komt uit op ruim een half levensjaar in alle drie jaren. De winst door uitschakeling van longkanker was verwaarloosbaar klein in 1970, maar in 2003 is deze theoretische winst gestegen

11. Winst in levensverwachting bij uitschakeling van sterfte aan bepaalde doodsoorzaken, 1970, 1986, 2003



naar ongeveer een half levensjaar. Deze stijging in de winst is het gevolg van het feit dat vrouwen de laatste decennia meer zijn gaan roken.

Bij de winst in levensverwachting zoals weergegeven in de grafieken 10 en 11 moet worden bedacht dat het hier gaat om een levensverwachting die is berekend als het gemiddelde voor alle personen uit een tafelbevolking.

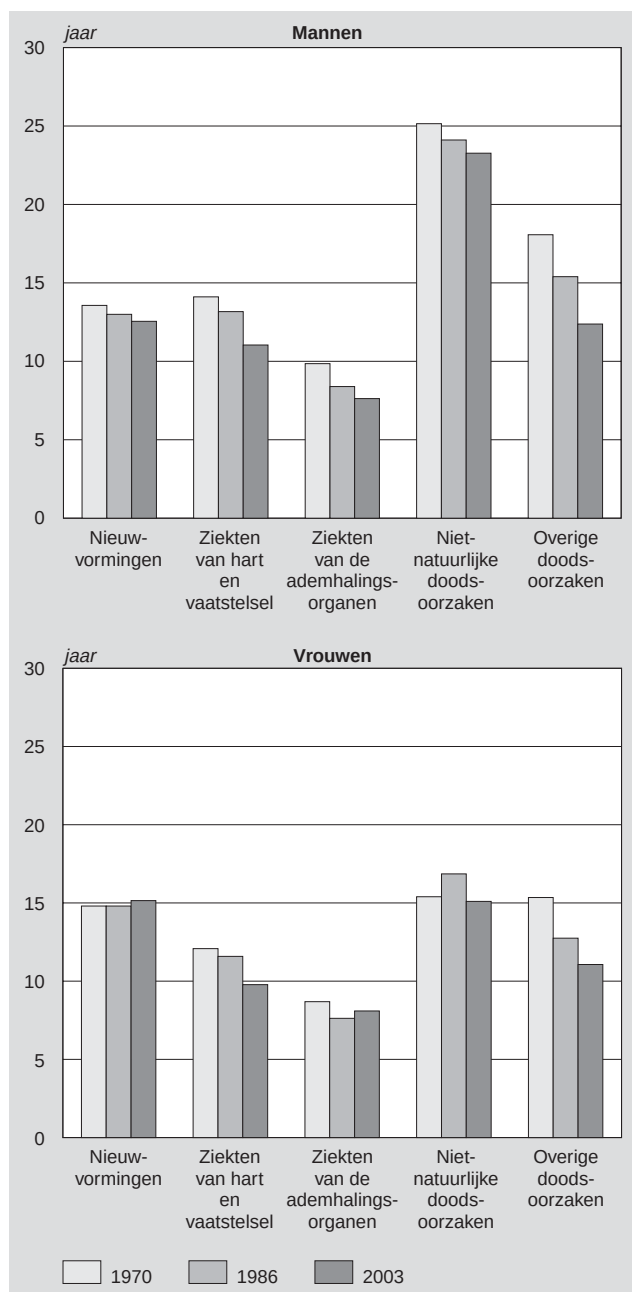
De personen uit deze tafelbevolking overlijden aan diverse doodsoorzaken. Als een bepaalde doodsoorzaak wordt uitgeschakeld, leven personen die anders aan deze doodsoorzaak zouden zijn overleden dus langer. Bij de berekening van de levensverwachting worden alle doorleefde 'levensjaren' van alle personen bij elkaar opgeteld en vervolgens gedeeld op de beginomvang van de tafelbevolking.

De levensverwachting is dus een gewogen gemiddelde van de levensverwachting van personen die overlijden aan de diverse onderscheiden doodsoorzaken. De winst in levensverwachting wordt dan bepaald door de levensverwachting na uitschakeling te vergelijken met de levensverwachting vóór uitschakeling.

Een andere indruk van de winst in levensverwachting wordt verkregen door te kijken naar de groep personen die anders aan een specifieke doodsoorzaak zouden zijn overleden. De winst in levensverwachting door uitschakeling van een specifieke doodsoorzaak wordt hierbij alleen gerelateerd aan de groep die anders aan die specifieke doodsoorzaak zou zijn gestorven. Voor de hoofdgroepen van doodsoorzaken is deze invalshoek weergegeven in grafiek 12. Voor mannen die anders aan nieuwvormingen zouden zijn overleden, geldt dat de uitschakeling van sterfte aan kanker leidt tot een winst in levensverwachting van rond 13 jaar. Deze winst is in de afgelopen drie decennia vrij stabiel. Voor mannen die anders aan hart- of vaatziekten zouden zijn overleden, geldt dat de winst in levensverwachting door uitschakeling van deze ziekten tussen 1970 en 2003 afneemt van 14 naar 11 jaar. Vooral voor personen die zouden zijn gestorven aan een niet-natuurlijke dood, leidt uitschakeling van deze doodsoorzaak tot een forse winst in levensverwachting: circa 25 jaar. Deze forse winst heeft ten dele te maken met het feit dat het hierbij voor een belangrijk deel gaat om verkeersdoden, meestal betrekkelijk jonge mensen.

Ook zelfdoding vormt een belangrijk deel van de niet-natuurlijke sterfgevallen. Uit Hoogenboezem en Van den Berg (2004) blijkt dat de gemiddelde leeftijd ook bij zelfdoding vrij laag is, namelijk ongeveer 50 jaar voor mannen in 2002. Ook bij vrouwen geldt dat uitschakeling van de niet-natuurlijke dood een beduidende stijging van de levensverwachting oplevert, hoewel de winst met 15 jaar veel lager ligt dan bij mannen. Dit heeft enerzijds te maken met het feit dat meisjes in de late puberteit vrijwel geen 'accident hump' veroorzaken (zie paragraaf 2), en anderzijds met het feit dat vrouwen op hogere leeftijden vaker door een accidentele val om het leven komen dan mannen (zie Van der Meulen en Keij-Deerenberg, 2003). De winst door uitschakeling van nieuwvormingen komt bij vrouwen die hieraan anders zouden zijn overleden met 15 jaar iets hoger uit dan bij mannen. De winst door uitschakeling van hart- en vaatziekten leidt evenals bij mannen tot een winst van ongeveer 10 jaar in 2003.

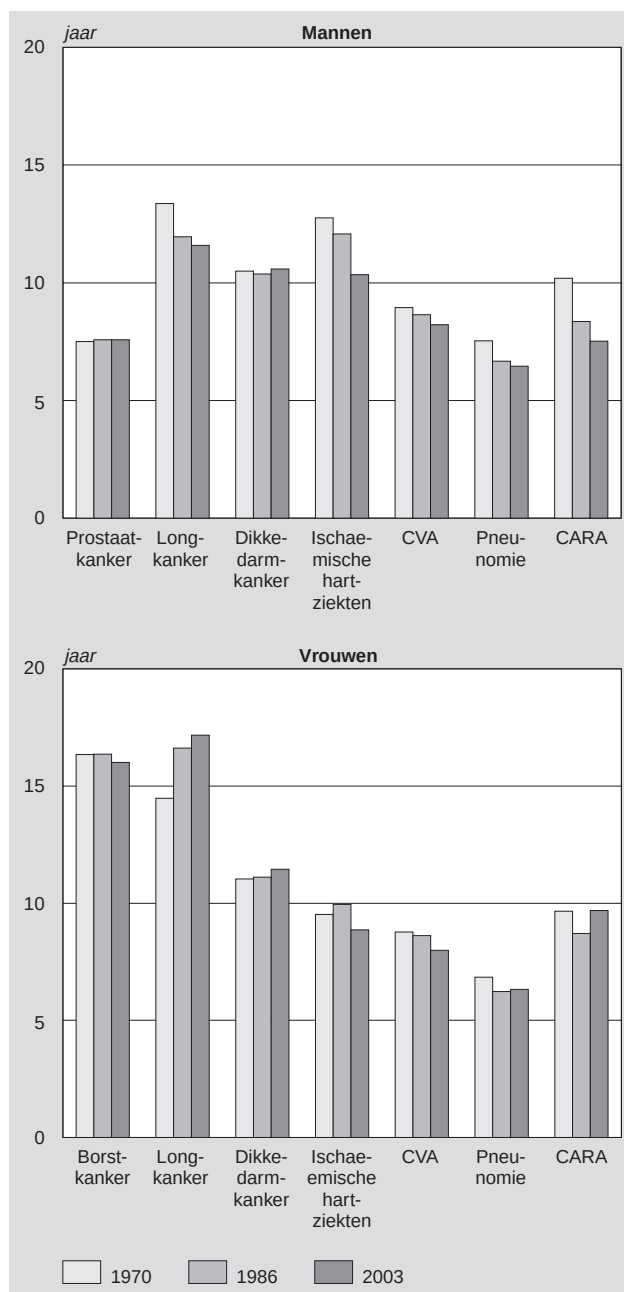
12. Winst in levensverwachting bij uitschakeling van sterfte aan hoofdgroepen van doodsoorzaken voor personen die anders aan die doodsoorzaak zouden zijn overleden, 1970, 1986, 2003



Opnieuw kan worden gekeken naar belangrijke doodsoorzaken binnen de hoofdgroepen van doodsoorzaken. Uit grafiek 13 blijkt dat het elimineren van prostaatkanker voor de getroffen mannen leidt tot een theoretische winst van ongeveer 7,5 jaar. Voor borstkanker is de winst van eliminatie echter groter, met ongeveer 16 jaar voor vrouwen die anders aan deze ziekte zouden zijn overleden. Een opmerkelijk geslachtsverschil is ook zichtbaar voor personen die anders aan longkanker zouden zijn overleden. Voor mannen scheelt uitschakeling ongeveer 12 jaar en voor vrouwen ongeveer 17 jaar.

Dit geeft aanleiding om te veronderstellen dat roken voor vrouwen een nog groter schadelijk effect op de gezondheid heeft dan voor mannen. De trends in de winsten zijn bovendien verschillend: voor mannen een dalende winst en

13. Winst in levensverwachting bij uitschakeling van sterfte aan bepaalde doodsoorzaken voor personen die anders aan die doodsoorzaak zouden zijn overleden, 1970, 1986, 2003



voor vrouwen een stijgende winst. Dit kan een aanwijzing zijn voor nog grotere geslachtsverschillen in de toekomst. Het lijkt misschien wat tegenstrijdig dat het effect van longkanker voor alle vrouwen (met een half jaar) in 2003 kleiner is dan het effect voor alle mannen (met 1 jaar), terwijl het effect voor personen die anders zouden zijn gestorven aan deze ziekte bij vrouwen (met 17 jaar) veel groter is dan bij mannen (met 12 jaar). Dit kleinere effect, wanneer gekeken wordt naar alle vrouwen, hangt samen met het feit dat mannen vroeger veel meer rokten dan vrouwen en ook nu nog iets vaker roken. Voor de groep vrouwen die roken lijken de risico's echter (nog) groter dan voor mannen: het verlies aan levensverwachting is 5 jaar groter dan bij rokende mannen. Ook uit de analyse van de levensverwachting naar doodsoorzaak komt een groter schadelijk effect voor vrouwen naar voren: de levensver-

wachting voor personen die sterven aan longkanker ligt voor vrouwen 3 jaar lager dan voor mannen (terwijl de levensverwachting van alle vrouwen bijna 5 jaar hoger ligt dan die voor alle mannen).

Eliminatie van dikkedarmkanker heeft voor zowel mannen als vrouwen die anders aan deze ziekte zouden zijn overleden een winst van rond 11 jaar tot gevolg. Bij mannen is de winst door uitschakeling van ischaemische hartziekte rond 10 jaar en bij vrouwen met 9 jaar iets kleiner. Voor CVA, pneumonie en CARA gelden theoretisch winsten van tussen de 6 en 10 jaar voor de personen die anders aan deze ziekten zouden zijn overleden.

6. Decompositie van de winst in levensverwachting tussen 1970 en 2003

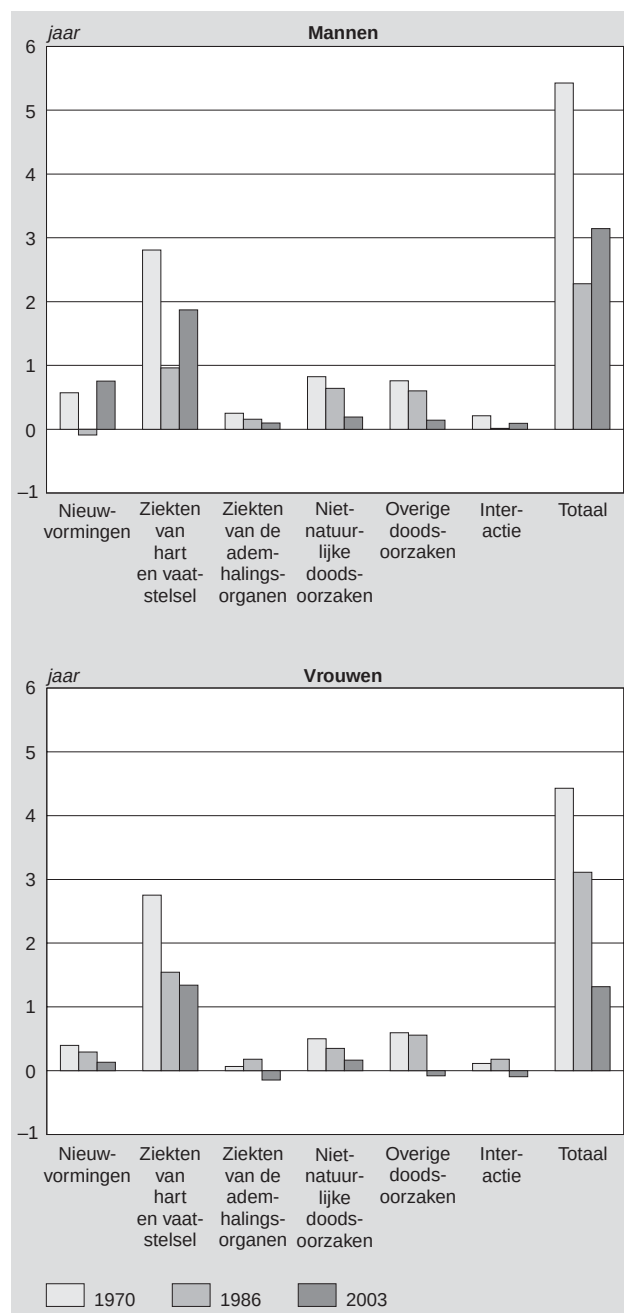
Tussen 1970 en 2003 is de levensverwachting bij geboorte voor mannen met 5,4 jaar toegenomen en voor vrouwen met 4,4 jaar (grafiek 1). In de inleiding is gesteld dat deze stijging samenviel met een daling in het (direct) gestandaardiseerde sterftecijfer voor hart- en vaatziekten. In deze paragraaf worden de resultaten van een decompositie van de winst in verschillende doodsoorzaken beschreven. Deze decompositie is gebaseerd op een variatie van de methode van het uitschakelen van doodsoorzaken in de overlevingstafel naar doodsoorzaak. De decompositie levert naast de bijdragen van de verschillende doodsoorzaken afzonderlijk, tevens de bijdrage van een interactie-effect dat betrekking heeft op een gecombineerd effect van verschillende doodsoorzaken op de levensverwachting.

Grafiek 14 laat zien dat voor zowel mannen als vrouwen de stijging van de levensverwachting voor een belangrijk deel op conto van de daling van hart- en vaatziekten kan worden geschreven. Deze daling leverde voor mannen en vrouwen een stijging van de levensverwachting bij geboorte op van 2,8 jaar. Hoewel de daling van de sterfte aan nieuwvormingen, niet-natuurlijke dood en overige doodsoorzaken ook een duidelijke bijdrage aan de stijging van de levensverwachting leverde, was deze wel veel geringer. Voor mannen waren deze effecten iets groter, namelijk tussen de 0,5 en 1,0 jaar en voor vrouwen rond de 0,5 jaar. De interactie-effecten waren voor zowel mannen als vrouwen gering, respectievelijk 0,2 en 0,1 jaar.

De decompositie van de winst is ook nog voor de twee helften van de periode 1970 en 2003 bepaald.

Voor mannen geldt dat de bijdrage van de daling van hart- en vaatziekten aan de winst in de levensverwachting in de eerste helft (1970–1986) met één levensjaar kleiner was dan de bijdrage in de tweede helft (1986–2003), met bijna twee levensjaren. Voor vrouwen geldt een ander patroon met een iets grotere bijdrage in de eerste helft dan in de tweede helft. Voor mannen was de bijdrage van nieuwvormingen in de eerste helft nog licht negatief. In de tweede helft is dit echter omgeslagen in een positieve bijdrage van driekwart jaar. Voor zowel mannen als vrouwen geldt dat niet-natuurlijke doodsoorzaken en overige doodsoorzaken in de periode 1970–1986 een belangrijke bijdrage leverden, tegen vrijwel geen bijdrage in de periode 1986–2003. Al met al geldt dat in het laatste anderhalf decennium de stijging van de levensverwachting bij vrouwen vrijwel alleen is veroorzaakt door een afname van de hart- en vaat-

14. Decompositie van de winst in de levensverwachting tussen 1970 en 2003



ziekten, terwijl bij mannen ook de andere hoofdgroepen nog een substantiële bijdrage leverden (met uitzondering van de ziekten van de ademhalingsorganen).

Literatuur

Arriaga, E., 1984, Measuring and explaining the change in life expectancies. *Demography* 21, blz. 83–96.

Hoogenboezem, 2004, Steeds meer vrouwen sterven aan longkanker. CBS Webmagazine, 12 juli 2004. (www.cbs.nl).

Hoogenboezem, J. en W. van den Berg, 2004, Recente ontwikkelingen rond zelfdoding in Nederland. *Bevolkingstrends* 52(1), blz. 40–48. CBS, Voorburg/Heerlen.

Mackenbach, J.P., A.E. Kunst, H. Lautenbach, F. Bijlsma en Y.B. Oei, 1995, Competing causes of death: an analysis using multiple-cause-of-death data from the Netherlands. *American Journal of Epidemiology* 141(5), blz. 466–475.

Mackenbach, J.P., A.E. Kunst, H. Lautenbach, Y.B. Oei, F. Bijlsma, 1999, Gains in life expectancy after elimination of major causes of death: revised estimates taking into account the effect of competing causes. *Journal of Epidemiology and Community Health* 53, blz. 32–37.

Namboodiri, K. en C.M. Suchindran, 1987, Life table techniques and their applications. Academic Press, Orlando.

Manton, K.G. en E. Stallard, 1984, Recent trends in mortality analysis. Academic Press, Orlando.

Meulen, A. van der, en I. Keij-Deerenberg, 2003, Doodsoorzaken op hoge leeftijd. *Bevolkingstrends* 51(3), blz. 28–29. CBS, Voorburg/Heerlen.

Meulen, A. van der, 2004, Trends in doodsoorzaken, 1970–2002. *Bevolkingstrends* 52(1), blz. 34–39. CBS, Voorburg/Heerlen.

Pressat, R., 1972, Demographic analysis. Methods, results, applications. Aldine Atherton, Chicago/New York.

STIVORO, 2004, Onderweg naar een rookvrij toekomst. Jaarverslag 2003. STIVORO, Den Haag.

Vaupel, J.W. en V.C. Romo, 2003, Decomposing change in life expectancy: a bouquet of formulas in honor of Nathan Keyfitz' 90th birthday. *Demography* 40(2), blz. 201–216.

Veen, W.J. van der, 1997, Decompositie van levensverwachting. Methode en toepassing. *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg* 75, blz. 348–355.

Bijlage

De analyses in dit artikel zijn gebaseerd op een meerdimensionale overlevingstafel met uittreding door sterfte aan verschillende doodsoorzaken (in het Engels aangeduid als 'multiple-decrement life table'). In een overlevingstafel wordt een groep personen gevolgd bij het doorlopen van bepaalde (demografische) gebeurtenissen. In de toepassing van dit artikel hebben de gebeurtenissen betrekking op sterfte aan verschillende doodsoorzaken. Voor de beginomvang van deze tafelbevolking (ook wel de radix van de overlevingstafel genoemd) wordt gekozen voor een willekeurig aantal (in dit artikel is 1 000 gebruikt). Bij het doorlopen van de leeftijden wordt de tafelbevolking telkens kleiner als gevolg van sterfte door verschillende doodsoorzaken. Deze uittreding geschiedt door het toepassen van leeftijdsspecifieke sterftekanen naar doodsoorzaak op de tafelbevolking. Op basis van de doodsoorzakenstatistiek van het CBS kunnen als volgt leeftijdsspecifieke sterftekanen naar doodsoorzaak worden afgeleid:

$$q_{x,y}^a = \frac{2D_{x,y}^a}{P_{x,y} + P_{x,y+1} + D_{x,y}^a} \quad (1)$$

waarbij

x = leeftijd op 1 januari (x=0, 1, 2, ..., 98, 99 en hoger)
y = kalenderjaar
P_{x,y} = bevolking van leeftijd x op 1 januari van kalenderjaar y
D_{x,y}^a = personen overleden aan doodsoorzaak a op (exakte) leeftijd x in kalenderjaar y
q_{x,y}^a = sterftekanen op (exakte) leeftijd x aan doodsoorzaak a in kalenderjaar y

Deze sterftekanen hebben betrekking op de exacte leeftijd (leeftijd op laatste verjaardag) bij overlijden. In de demografie is het gebruikelijk met de leeftijd op 31 december te werken, zodat (geboorte)cohorten in de tijd kunnen worden gevolgd. Doordat de leeftijdsspecifieke sterfecijfers per doodsoorzaak slechts bekend zijn voor exacte leeftijden, hebben de kansen echter ook betrekking op exacte leeftijden. Voor de berekening van de kernindicator levensverwachting bij de geboorte (zie hieronder) van een bepaald kalenderjaar heeft dit overigens weinig effect: er treedt soms een verschil op in de tweede decimaal.

In de overlevingstafel wordt per leeftijd het aantal levenden en overledenen naar doodsoorzaak gespecificeerd. Hierbij wordt de volgende vergelijking gehanteerd (voor het gemak wordt slechts uitgegaan van drie doodsoorzaken a, b en c, en omdat de sterfte in de tafel betrekking heeft op één specifiek kalenderjaar, wordt het subscript y niet meer vermeld):

$$L_{x+1} = L_x - d_x^a - d_x^b - d_x^c \quad (2)$$

waarbij

L_x = (tafel)bevolking van leeftijd x op 1 januari
d_x^a = doden – in de (tafel)bevolking – met doodsoorzaak a

Het aantal overleden personen per doodsoorzaak kan als volgt worden uitgedrukt in de sterftekanen per doodsoorzaak (hieronder is dit afgebeeld voor doodsoorzaak a; voor de doodsoorzaken b en c geldt een soortgelijke formule):

$$d_x^a = \frac{q_x^a}{2 - q_x^a} (L_x + L_{x+1}) \quad (3)$$

Formule 3 vormt een bewerking van formule 1, waarbij P_{x,y} wordt geïnterpreteerd als L_x en P_{x,y+1} wordt geïnterpreteerd als L_{x+1}. Door deze interpretatie is het mogelijk de ontwikkeling van de tafelbevolking te volgen tussen leeftijd x en x + 1. Formule 3 kan nu in formule 2 worden ingevuld.

Kortheidshalve wordt $\frac{q_x^a}{2 - q_x^a}$ weergegeven als $q_x^a *$

$$L_{x+1} = L_x - (q_x^a * L_x + q_x^a * L_{x+1}) - (q_x^b * L_x + q_x^b * L_{x+1}) - (q_x^c * L_x + q_x^c * L_{x+1}) \quad (4)$$

Deze formule kan nu worden herschreven als:

$$L_{x+1} + q_x^a * L_{x+1} + q_x^b * L_{x+1} + q_x^c * L_{x+1} = L_x - q_x^a * L_x - q_x^b * L_x - q_x^c * L_x \quad (5)$$

en vervolgens als:

$$L_{x+1} = ((1 - q_x^a * -q_x^b * -q_x^c) / (1 + q_x^a * +q_x^b * +q_x^c)) L_x \quad (6)$$

Met behulp van formule 6 is het mogelijk het afnemen van de tafelbevolking als gevolg van sterfte gedurende de levensloop te berekenen. Het aantal overleden personen op elke leeftijd per doodsoorzaak kan nu als volgt worden berekend (hieronder is dit weergegeven voor doodsoorzaak a; een soortgelijke formule geldt voor doodsoorzaken b en c):

$$d_x^a = q_x^a * (L_x + L_{x+1}) \quad (7)$$

Met behulp van formules 6 en 7 kan de ontwikkeling van de tafelbevolking (en het aantal overleden naar doodsoorzaak) gedurende de levensloop worden gevolgd. Grafiek 4 geeft hiervan een illustratie.

Het aantal overleden personen ongeacht doodsoorzaak (op leeftijd x) kan worden berekend door de overleden per doodsoorzaak te sommeren over de doodsoorzaken. Ook is het mogelijk de overleden op leeftijd x te berekenen door de tafelbevolking op leeftijd x + 1 af te trekken van de tafelbevolking op leeftijd x.

Door alle overleden behorende bij een specifieke doodsoorzaak te sommeren over alle leeftijden en vervolgens deze som te delen op beginomvang van de tafelbevolking (de radix), kan de kans bij geboorte om te sterven aan een specifieke doodsoorzaak worden berekend. In de grafieken 5 tot met 7 zijn dergelijke kansen afgebeeld.

De kans om te sterven aan een bepaalde doodsoorzaak kan niet alleen worden bepaald op het moment van geboorte, maar ook op alle andere leeftijden. Hierbij worden vanaf een gekozen leeftijd de overleden aan een specifieke doodsoorzaak gesommeerd over deze en alle hogere leeftijden en wordt deze som vervolgens gerelateerd aan de tafelbevolking van die gekozen leeftijd.

De levensverwachting bij geboorte kan worden berekend door het totaal aantal doorleefde persoonsjaren te relateren aan de beginomvang van een tafelbevolking. Het aantal doorleefde persoonsjaren op een bepaalde leeftijd kan als volgt worden berekend (voor de hoogste leeftijd 99 en hoger wordt overigens een iets andere procedure toegepast):

$$I_x = (L_x + L_{x+1}) / 2 \quad (8)$$

waarbij

I_x = aantal doorleefde persoonsjaren van de tafelbevolking tussen leeftijd x en x + 1.

De levensverwachting bij geboorte (e_0) luidt nu in formulevorm:

$$e_0 = \sum_{x=0}^{99+} I_x / \text{radix} \quad (9)$$

Om de levensverwachting bij geboorte per doodsoorzaak uit te rekenen wordt een aangepaste procedure gevolgd. In een eerste stap wordt per leeftijd nagegaan hoeveel personen zijn overleden aan een specifieke doodsoorzaak op de betreffende leeftijd en alle hogere leeftijden.

$$cd_x^a = \sum_x^{99+} d_x^a \quad (10)$$

waarbij

cd_x^a = cumulatief aantal overleden met doodsoorzaak a vanaf leeftijd x

De levensverwachting per doodsoorzaak (e_a) kan dan als volgt worden berekend (hieronder staat dit weergegeven voor doodsoorzaak a; voor doodsoorzaken b en c geldt een soortgelijke formule):

$$e_a = \sum_{x=0}^{99+} ((cd_x^a + cd_{x+1}^a) / 2) / cd_0^a \quad (11)$$

De gedachtegang achter deze twee formules is als volgt. De som van alle overleden aan doodsoorzaak a vanaf een bepaalde leeftijd (formule 10), vormt de tafelbevolking op die leeftijd die zal overlijden aan doodsoorzaak a. Door deze tafelbevolking op leeftijd x en leeftijd x+1 te delen door 2 wordt het aantal doorleefde persoonsjaren op leeftijd x van deze tafelbevolking berekend. Door dit aantal doorleefde persoonsjaren te sommeren over alle leeftijden (linkergedeelte van het rechterlid van formule 11) en vervolgens te delen door de tafelbevolking die zal sterven aan doodsoorzaak a (rechtergedeelte van het rechterlid van formule 11), wordt vervolgens de levensverwachting voor personen die sterven aan doodsoorzaak a berekend. In grafieken 8 en 9 zijn dergelijke levensverwachtingen afgebeeld.

In de grafieken 10 en 11 zijn de winsten in levensverwachting weergegeven die kunnen worden bereikt door uitschakeling van een bepaalde doodsoorzaak. Deze winsten zijn uitgerekend door in de overlevingstafel de leeftijdspecifieke sterftetekansen van een bepaalde doodsoorzaak op nul te stellen. In de literatuur staat deze methode bekend als de 'cause-elimination life table'; zie Namboodiri en Suchindran (1987) en Manton en Stallard (1984). In formule 4 kan bijvoorbeeld de leeftijdspecifieke kans op sterfte aan doodsoorzaak a (q_x^{a*}) op nul worden gesteld. Hierdoor zullen op de verschillende leeftijden minder mensen uit de tafelbevolking overlijden, waardoor de levensverwachting bij de geboorte hoger uit zal komen dan vóór deze uitschakeling. De winst in levensverwachting door uitschakeling van doodsoorzaak a kan dan worden berekend als

$$\Delta e_a = e_a - e \quad (12)$$

waarbij

e_a = levensverwachting in de overlevingstafel waarbij de sterftetekansen van doodsoorzaak a op nul zijn gesteld
 Δe_a = winst in levensverwachting door uitschakeling van doodsoorzaak a

In deze berekeningswijze is vervat dat deze winst zowel ten goede komt aan dat deel van de tafelbevolking dat

voordien stierf aan doodsoorzaak a, als aan dat deel van de tafelbevolking dat voordien aan een andere doodsoorzaak stierf. Voorts wordt bij deze berekeningswijze verondersteld dat de sterftetekansen van doodsoorzaak a onafhankelijk zijn van de sterftetekansen van doodsoorzaak b en c (zie paragraaf 5 voor een korte uitleg over onafhankelijkheid van sterftetekansen naar doodsoorzaak). Als gevolg van deze veronderstelling levert uitschakeling van doodsoorzaak a geen wijziging in de levensverwachting op voor personen die vóór de uitschakeling van sterfte aan doodsoorzaak a al stierven aan doodsoorzaak b en c. Dit betekent dat voor personen die voordien zouden zijn gestorven aan doodsoorzaak a de winst in levensverwachting door eliminatie van doodsoorzaak a ($e_{a,a}$) als volgt kan worden berekend:

$$\Delta e_{a,a} = \Delta e_a(\text{radix} / cd_0^a) \quad (13)$$

In deze formule wordt de winst in levensverwachting door uitschakeling van doodsoorzaak a dus gecorrigeerd met een factor die wordt berekend door de initiële omvang van de tafelbevolking te delen door het aantal personen uit deze bevolking dat aan doodsoorzaak a zal overlijden (volgens de overlevingstafel waarin doodsoorzaak a uiteraard nog niet is uitgeschakeld). Grafieken 12 en 13 geven dergelijke levensverwachtingen weer.

Met behulp van een aanpassing van de methodiek van het uitschakelen van doodsoorzaken in de overlevingstafel, is in dit artikel een decompositie van de winst in de levensverwachting tussen 1970 en 2003 (grafiek 13) uitgevoerd. In eerste instantie is uitgegaan van de overlevingstafel naar doodsoorzaak van 1970. Vervolgens zijn per doodsoorzaak de sterftecijfers van 1970 vervangen door die van 2003, en is de resulterende levensverwachting vergeleken met de oorspronkelijke levensverwachting.

Het verschil kan worden aangemerkt als de winst in de levensverwachting door ontwikkelingen in de sterftecijfers van de betreffende doodsoorzaak tussen 1970 en 2003. De winsten voor elke doodsoorzaak zijn vervolgens bij elkaar opgeteld, waarna deze som is vergeleken met de totale winst in de levensverwachting in het betreffende tijdvak (volgens de normale sterftetafel zonder het onderscheid naar doodsoorzaak). De som blijkt lager uit te komen dan de totale winst, en dit verschil is aangemerkt als het interactie-effect tussen de sterftetekansen voor verschillende doodsoorzaken.

Uit de literatuur zijn overigens ook andere methoden bekend om een decompositie van de levensverwachting uit te voeren, onder meer van Vaupel en Romo (2003), Arriaga (1984) en Van der Veen (1997).