

Achtergronden en berekeningswijzen van CBS-overlevingstafels

Anouschka van der Meulen¹⁾ en Fanny Janssen²⁾

Overlevingstafels beschrijven het sterfte- en overlevingspatroon in een bevolking. Op basis van sterftequotiënten geven de overlevingstafels per leeftijd(sgroep) informatie over grootheden zoals het aantal nog levenden, het aantal overledenen en de levensverwachting. Het CBS publiceert twee soorten periode-overlevingstafels. De verschillende sterftequotiënten die ten grondslag liggen aan deze overlevingstafels berekent het CBS aan de hand van gedetailleerde sterfte- en populatiegegevens, afkomstig uit de Gemeentelijke Basisadministratie persoonsgegevens.

1. De overlevingstafel

Het opstellen van een overlevingstafel is een van de oudste technieken in de demografie. Deze techniek wordt het meest gebruikt voor de statistische beschrijving van het sterfte- en overlevingspatroon naar leeftijd in een populatie, maar het is ook op andere (demografische en niet-demografische) gebeurtenissen toepasbaar. Zo kan de techniek ook laten zien hoe lang iemand van 60 jaar die alleenwoont gemiddeld naar verwachting ooit nog zal samenwonen.

In dit artikel wordt uitsluitend ingegaan op de toepassing met betrekking tot de sterfte zoals bij het CBS wordt gedaan.

Een overlevingstafel – ook wel sterftetafel genoemd – start vaak met een hypothetische populatie van 100 duizend 0-jarigen. Op iedere leeftijd is er een kans op overlijden (sterftekans of sterftequotiënt). Hierdoor neemt met het stijgen van de leeftijd het aantal overlevenden af tot er op hoge leeftijd geen personen van de startpopulatie meer over zijn.

Een overlevingstafel geeft op iedere leeftijd aan hoevelen van de 100 duizend 0-jarigen er nog in leven zijn. Deze informatie wordt ook vaak weergegeven in een zogeheten overlevingscurve.

Daarnaast kan aan de hand van een overlevingstafel de levensverwachting (het aantal nog te verwachten levensjaren) bij de geboorte en op verschillende leeftijden worden berekend. De levensverwachting kan daarmee worden beschouwd

als een samenvattende maat voor alle afzonderlijke sterftekansen. Het CBS publiceert verschillende soorten overlevingstafels, die in dit artikel worden beschreven. Allereerst wordt echter ingegaan op de kolommen van de overlevingstafel en de verschillende soorten overlevingstafels die in het algemeen kunnen worden onderscheiden.

2. De kolommen van de overlevingstafel

Een overlevingstafel bevat onder meer de kolommen sterftequotiënt, levenden (tafelbevolking), overledenen (tafelbevolking) en levensverwachting, uitgezet naar leeftijd (zie staat 1 en de tabel in de bijlage).

De sterftequotiënt of sterftekans (${}_nq_x$) is de kans op overlijden tussen de huidige leeftijd (x) en de volgende leeftijd ($x+n$). Het subscript n geeft hierbij de lengte van het leeftijdsinterval aan. De sterftequotiënt van 5-jarige jongens (0,00022) is de gemiddelde kans dat zij vóór het bereiken van de 6-jarige leeftijd komen te overlijden. Het aantal levenden in een overlevingstafel (l_x) is het aantal mensen dat nog in leven is op een bepaalde leeftijd (x) van een fictieve beginpopulatie die gedefinieerd wordt op leeftijd 0. Deze startomvang wordt ook wel de radix van de tabelbevolking genoemd. In staat 1 is een fictieve beginpopulatie van 100 000 jongens gekozen. Op 5-jarige leeftijd zijn 99 285 van de fictieve beginpopulatie nog in leven. Het aantal levenden in een tabelbevolking komt dus niet overeen met het werkelijke aantal geobserveerde levenden in een bepaalde periode of voor een bepaald cohort.

Het aantal overledenen in een overlevingstafel (${}_nd_x$) is het aantal personen dat overlijdt tussen de huidige leeftijd (x) en de volgende leeftijd ($x+n$) in de tafel. Het aantal overledenen heeft, evenals het aantal levenden, betrekking op een tabelbevolking en komt dus niet overeen met het werkelijke aantal overledenen in een bepaalde periode of voor een bepaald cohort.

De levensverwachting (e_x) is het aantal jaren dat iemand naar verwachting nog te leven heeft uitgaande van zijn huidige leeftijd. Het is een gemiddelde waarde voor de gehele bevolking. De (resterende) levensverwachting kan voor iedere leeftijd worden berekend.

¹⁾ Centraal Bureau voor de Statistiek

²⁾ Population Research Centre, Faculteit Ruimtelijke Wetenschappen, Rijksuniversiteit Groningen

Staat 1
Een deel van de overlevingstafel naar leeftijd op laatste verjaardag, mannen, periode 1995/1996–1999/2000

Leeftijd (x)	Sterftequotiënt (${}_nq_x$)	Aantal levenden (l_x)	Aantal overledenen (${}_nd_x$)	Levensverwachting (e_x)
0	0,00584	100 000	584	75,05
1	0,00050	99 416	50	74,49
2	0,00038	99 366	38	73,53
3	0,00025	99 329	25	72,56
4	0,00018	99 304	18	71,58
5	0,00022	99 285	22	70,59
6	0,00017	99 264	17	69,60
7	0,00017	99 247	17	68,62
8	0,00014	99 230	14	67,63
9	0,00013	99 216	12	66,64
10	0,00015	99 204	14	65,64

3. Soorten tafels

Het voorbeeld in *staat 1* betreft een deel van een overlevingstafel per leeftijdsjaar, ook wel complete overlevingstafel genoemd. Behalve per leeftijdsjaar kunnen overlevingstafels voor groepen van leeftijdsjaren worden berekend. Deze worden ook wel aangeduid als ‘verkorte’ overlevingstafels. Bij de verkorte overlevingstafel worden vaak vijfjaars leeftijdsgroepen gebruikt, met uitzondering van de eerste leeftijdsgroep die wordt opgesplitst in 0 jaar en 1–4 jaar. De bovengrens voor de leeftijd – zowel in de complete als verkorte overlevingstafel – hangt af van de waargenomen sterftequotiënten, maar vaak wordt er een open interval gebruikt, zoals 99 jaar en ouder.

In *staat 1* wordt een deel van de overlevingstafel voor mannen getoond. De overlevingstafel kan worden berekend naar geslacht, maar ook voor mannen en vrouwen tezamen. *Staat 1* geeft verder de overlevingstafel voor een vijfjaarsperiode weer. De overlevingstafel kan echter ook voor perioden van één jaar worden weergegeven. Beide betreffen een periode-overlevingstafel. Naast de periode-overlevingstafel bestaat er ook een cohort-overlevingstafel.

Cohort-overlevingstafel

Een cohorttafel of generatietafel is eigenlijk de meest voor de hand liggende overlevingstafel. Deze tafel laat zien wat het daadwerkelijk waargenomen overlevings- en sterfjepatroon is van personen die allen in hetzelfde jaar (of in dezelfde periode van bijvoorbeeld vijf jaar) zijn geboren. Omdat de cohorttafel is gebaseerd op de werkelijk waargenomen sterftegegevens van een geboortecohort, is de levensverwachting bij de geboorte identiek aan de gemiddelde leeftijd bij overlijden.

Nadeel van de cohort-overlevingstafel is dat gegevens nodig zijn voor de gehele levensloop van een geboortecohort, dat wil zeggen tot het overlijden van al zijn leden. Deze gegevens zijn echter niet vaak voorhanden. Voor recente geboortecohorten is deze informatie zelfs helemaal niet beschikbaar. Zo is er voor het cohort geboren in het jaar 2001 op dit moment alleen informatie beschikbaar over de sterfte in de eerste levensjaren. Op 1 januari 2007 was het oudste lid van dit cohort (geboren op 1 januari 2001) immers net 6 jaar geworden. Alleen voor heel oude cohorten die op dit moment volledig zijn ‘uitgestorven’ (bijvoorbeeld geboren in het jaar 1880) kan de complete cohort-overlevingstafel worden opgesteld, en kan dus ook de levensverwachting worden berekend.

Periode-overlevingstafel

De periodetafel is ontwikkeld om op basis van huidige gegevens toch uitspraken te kunnen doen over sterftekansen en de levensverwachting voor huidige populaties. Als basis voor een periodetafel dienen de waargenomen leeftijdsspecifieke sterftegegevens voor een bepaald kalenderjaar of meerdere kalenderjaren tezamen. Aangenomen wordt dat deze leeftijdsspecifieke sterftegegevens ook zullen gelden als de populatie naar leeftijd in de waargenomen

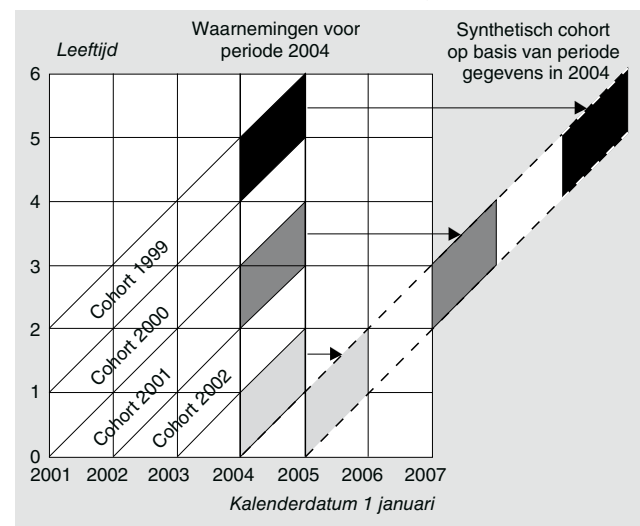
periode de betreffende leeftijden in hun latere levens zal bereiken. Er wordt op deze wijze dus een zogeheten synthetisch geboortecohort gecreëerd, waarvoor de huidig geobserveerde leeftijdsspecifieke sterftegegevens op de verschillende leeftijden gelden. De periodetafel is dan ook te beschouwen als een toekomstvoorspelling van de sterfte van de huidige cohorten, omdat wordt aangenomen dat de sterfte in de toekomst niet verandert.

Dit is schematisch weergegeven in het zogenaamde Lexisdiagram in *figuur 1*. In een Lexisdiagram wordt leeftijd weergegeven op de verticale as en periode op de horizontale as. Doordat bij beide dezelfde eenheid wordt gebruikt (meestal 1 jaar), representeren de diagonalen de verschillende cohorten. De kolommen geven waarnemingen in een kalenderjaar weer, de rijen waarnemingen voor een bepaalde leeftijd. Voor meer informatie over de interpretatie van het Lexisdiagram wordt verwezen naar Pressat (1993).

In *figuur 1* geeft de verticale kolom de waarnemingen van alle leeftijden in kalenderjaar 2004 weer. Het zijn waarnemingen uit verschillende geboortecohorten. Zo betreft de lichtgrijze ruit de gegevens voor het cohort 2003, de donkergrijze ruit die voor het cohort 2001 en de zwarte ruit die voor cohort 1999. In de periode-overlevingstafel voor 2004 worden de leeftijdsspecifieke sterftegegevens (sterftequotiënten) zoals waargenomen in 2004 (de ruiten in de kolom) als prognose voor de leeftijdsspecifieke sterfte beschouwd in een synthetisch geboortecohort (de ruiten in de diagonaal). Dit is in de figuur weergegeven met horizontale pijlen. Voor de pasgeborenen in 2004 wordt dus aangenomen dat zij op bijvoorbeeld 5-jarige leeftijd blootstaan aan de sterftequotiënten die 5-jarigen op dit moment ervaren. Dit geldt op dezelfde wijze voor alle leeftijden.

Deze aanname heeft belangrijke implicaties voor de interpretatie van de levensverwachting in de periode-overlevingstafel. Het betreft het gemiddeld aantal (resterende) levensjaren dat iemand op een bepaalde leeftijd nog kan verwachten te leven, mits de leeftijdsspecifieke sterftequotiënten zoals waargenomen in het jaar waarop de ta-

Figuur 1. Lexisdiagram met waarnemingen in kalenderjaar 2004 en het hypothetisch cohort dat hieruit gevormd wordt.



fel is gebaseerd in de toekomst niet zullen veranderen. De gebruikswaarde van deze tafels wordt dus bepaald door het uitkomen van deze toekomstvoorspelling. De periodetafel wordt onder meer gebruikt door actuarissen voor het bepalen van verzekeringspremies.

4. De overlevingstafels van het CBS

Het CBS publiceert twee soorten periodetafels:

- Periodetafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari (zie de tabel in de bijlage). Deze periodetafel maakt gebruik van sterftequotiënten naar gemiddelde leeftijd op 1 januari. Deze sterftequotiënten naar gemiddelde leeftijd op 1 januari maken weer gebruik van het aantal overledenen naar leeftijd op 31 december. Zo maakt het sterftequotiënt naar gemiddelde leeftijd op 1 januari van 1,5 jaar gebruik van het aantal overledenen naar leeftijd 2 jaar op 31 december (de lichtgrijze ruit in figuur 2). In dit geval wordt van de personen die overlijden het aantal gehele jaren bepaald dat op 31 december van het referentiejaar is verstreken sinds de geboortedatum van de persoon. Deze leeftijd kan eenvoudig worden berekend als 'jaar van overlijden minus jaar van geboorte' (in het voorbeeld in figuur 2: 2002 – 2000 = 2). Deze periodetafel kan worden herkend aan de halve leeftijden in de leeftijds kolom.
- Periodetafel op basis van sterftegegevens naar leeftijd laatste verjaardag of exacte leeftijd, ook wel kortweg 'periodetafel naar leeftijd laatste verjaardag' of 'periodetafel naar exacte leeftijd' genoemd. Staat 1 laat hiervan een gedeelte zien. Deze periodetafel hanteert gehele leeftijden en maakt gebruik van sterftequotiënten in gehele jaren op de dag van overlijden. Hierbij moet worden opgemerkt dat 'exacte leeftijd' betekent dat de leeftijd op de dag van overlijden in gehele jaren wordt geteld. Als een persoon bijvoorbeeld overlijdt op 5 april van een bepaald jaar en op 6 april 84 jaar zou zijn geworden, dan is de exacte leeftijd bij overlijden volgens deze definitie 83 jaar. Het CBS hanteert hiermee een andere definitie van exacte leeftijd dan gewoonlijk in de literatuur wordt gebruikt. In de literatuur is de exacte leeftijd in het algemeen de leeftijd in jaren én dagen (Preston et al., 2001). Deze periodetafel maakt gebruik van sterftegegevens over een periode van twee kalenderjaren (zie de donkergrijze ruit in figuur 2).

De periodetafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari is bij het CBS beschikbaar vanaf 1861 naar geslacht en vijfjaarsperiode. Vanaf 1950 worden deze tafels ook voor afzonderlijke jaren gepubliceerd.

De periodetafel naar leeftijd laatste verjaardag wordt gepubliceerd vanaf 1995 naar geslacht en één- en vijfjaarsperiode. Het CBS is voornemens ook cohort-overlevingstafels naar geslacht te publiceren.

De rekenmethoden voor de verschillende sterftequotiënten die ten grondslag liggen aan de twee periode-overlevingstafels worden in de volgende paragraaf besproken, gevolgd door een beschrijving van de berekening van de overige kolommen van de overlevingstafels.

5. Berekening van sterftequotiënten

De sterftequotiënten vormen de basis van de overlevingstafel. Sterftequotiënten worden berekend aan de hand van populatie- en sterftegegevens.

Het CBS heeft sinds 1994 beschikking over de complete populatie- en sterftegegevens van Nederland, afkomstig van de Gemeentelijke Basisadministratie persoonsgegevens (GBA). Vóór 1994 ontving het CBS ook informatie over de bevolking en sterfte van de gemeenten, zij het dat de informatie toen op een andere manier werd verstrekt (Prins en Kuijper, 2007).

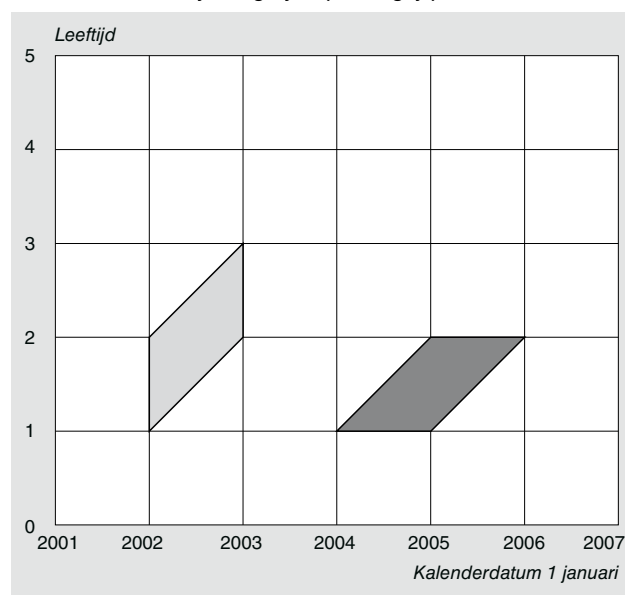
Informatie over de sterfte is vanaf 1850 jaarlijks beschikbaar. Populatiegegevens zijn voor 1850–1971 beschikbaar uit tienjaarlijkse volkstellingen (Tabeau et al., 1994; Human Mortality Database (www.mortality.org)). Ze zijn tegenwoordig ook deels beschikbaar op CBS-Statline.

De sterftequotiënten van de verschillende overlevingstafels worden op verschillende manieren berekend uit het basismateriaal. Voor de eenvoud zal bij het illustreren van de berekening van de sterftequotiënten het subscript met het leeftijdsinterval n niet worden vermeld. Uitgegaan wordt van sterftequotiënten naar afzonderlijk leeftijdsjaar, dus $n=1$.

Sterftequotiënten voor de overlevingstafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari

Voor de periodetafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari is de berekening van sterftequotiënten betrekkelijk eenvoudig. In het algemeen wordt een sterftequotiënt berekend door het aantal sterfgevallen in een bepaald levensjaar te delen door de bevolking aan het begin van het levensjaar (de beginbevolking). Het sterftequotiënt naar gemiddelde leeftijd

Figuur 2. Lexisdiagram met het waarnemingsgebied voor aantal overledenen in 2002 naar leeftijd 2 op 31 december (lichtgrijs)¹⁾, en aantal overledenen in 2004/2005 naar leeftijd laatste verjaardag 1 jaar (donkergrijs)²⁾.



¹⁾ Basis voor periodetafel naar gemiddelde leeftijd 1 januari.

²⁾ Basis voor periodetafel naar leeftijd laatste verjaardag.

op 1 januari maakt gebruik van sterftegegevens naar leeftijd op 31 december en bevolkingsaantallen op 1 januari. In formulevorm:

$$q_{x+1/2, t} = \frac{D_{x+1, t}}{N_{x, t}} \quad (1)$$

waarin:

$q_{x+1/2, t}$ = sterftequotiënt naar gemiddelde leeftijd $x+1/2$ in kalenderjaar t

$D_{x+1, t}$ = aantal waargenomen sterfgevallen naar leeftijd $x+1$ op 31 december voor kalenderjaar t

$N_{x, t}$ = bevolking op 1 januari met leeftijd x in kalenderjaar t

Resultaat van formule 1 is een onafhankelijke kans, dat wil zeggen dat er in de noemer geen rekening wordt gehouden met de instroom in de populatie en met de uitstroom anders dan door overlijden. Bij het CBS wordt echter ook rekening gehouden met andere gebeurtenissen dan overlijden die de omvang van de beginbevolking beïnvloeden, zoals immi- en emigratie. Aangenomen wordt dat de helft van de instroom van migranten (inclusief administratieve correcties) al aanwezig was aan het begin van het jaar en dus ook voor de helft dient mee te tellen in de beginbevolking. Het aantal migranten (inclusief administratieve correcties) wordt berekend aan de hand van het verschil tussen de bevolking op 1 januari in kalenderjaar t op leeftijd x ($N_{x,t}$) en de bevolking op 1 januari in kalenderjaar $t+1$ op leeftijd $x+1$ ($N_{x+1,t+1}$) dat niet veroorzaakt wordt door de sterfte die heeft plaatsgevonden ($D_{x+1,t}$).

De noemer uit formule 1 verandert daarmee dan ook in $N_{x,t} + 0,5 (N_{x+1,t+1} - N_{x,t} + D_{x+1,t})$ wat weer herschreven kan worden als $0,5 (N_{x,t} + N_{x+1,t+1} + D_{x+1,t})$.

De formule voor de afhankelijke kans, waarin dus gecorrigeerd wordt voor instroom en uitstroom uit de populatie anders dan door overlijden, wordt dan

$$q_{x+1/2, t} = \frac{D_{x+1, t}}{[0,5 * (N_{x, t} + N_{x+1, t+1} + D_{x+1, t})]} \quad (2)$$

Deze sterftequotiënt wordt gebruikt in de overlevingstafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari. De sterftequotiënt die hiermee wordt berekend is een sterftequotiënt voor 'halve leeftijden'. Dit is weergegeven met een voorbeeld in *figuur 3*. In het voorbeeld zijn de benodigde gegevens vermeld voor de berekening van de sterftequotiënt voor 1,5-jarigen in 2002: $q_{1,5, 2002}$. De personen die in het jaar 2002 zijn overleden en die op 31 december van dat jaar de leeftijd van 2 jaar oud zouden hebben gehad ($D_{2, 2002}$), waren op 1 januari 2002 gemiddeld 1,5 jaar oud. Hun leeftijd bevindt zich immers ergens tussen de 1 en 2 jaar. De sterftequotiënt die voor deze 1,5-jarigen wordt berekend, is dan ook de kans op overlijden vanaf gemiddelde leeftijd 1,5 jaar vóór het bereiken van de gemiddelde leeftijd van 2,5 jaar. De noemer is in dit voorbeeld de populatie 1-jarigen op 1 januari 2002, met daarbij opgeteld de helft van het aantal migranten en administratieve correcties in het levensjaar.

Zoals te zien in *figuur 3* betreft deze sterftetekans één periode (2002), één cohort (2000) en twee leeftijden. In de internationale literatuur wordt deze sterftequotiënt dan ook de

cohort-specifieke periodekans genoemd. Cohort-specifieke periodekansen worden onder meer gebruikt voor prognosedoeleinden, aangezien hierbij veelal wordt uitgegaan van de situatie op 1 januari van een bepaald (prognose)jaar.

Het voorbeeld uit *figuur 3* zal hier worden uitgewerkt met een getallenvoorbeeld op basis van werkelijk waargenomen waarden. Voor 2002 wordt de sterftequotiënt voor 1½ jaar voor de totale bevolking berekend uit: $D_{2, 2002} = 70$; $N_{1, 2002} = 208 553$; $N_{2, 2003} = 208 833$. Invullen in formule 2 geeft een sterftequotiënt van

$$q_{1\frac{1}{2}, 2002} = \frac{70}{[0,5 * (208 553 + 208 833 + 70)]} = 0,00034$$

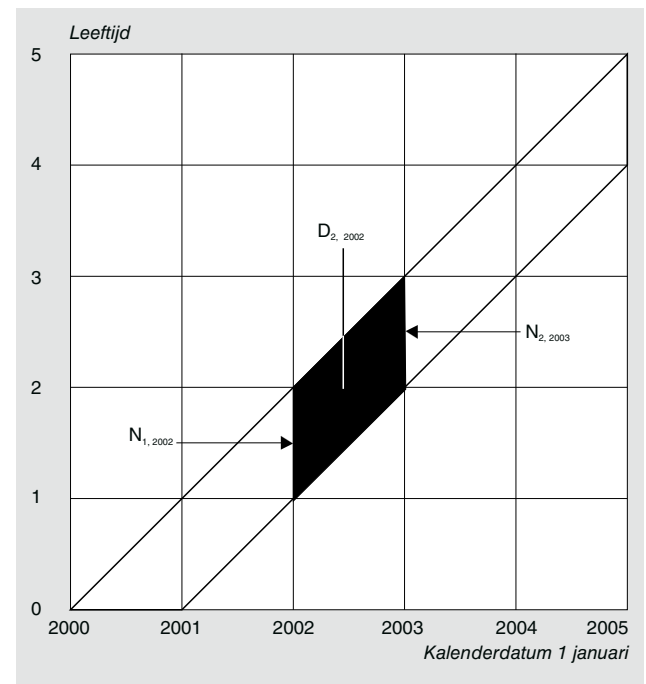
Dit is dus de kans op overlijden van een 1½-jarige vóór het bereiken van de leeftijd van 2½ jaar.

Voor de jongste leeftijdscategorie in de tabel gelden formule 1 en 2 niet. Voor 0-jarigen wordt de sterftequotiënt als volgt berekend

$$q_{0, t} = \frac{D_{0, t}}{N_{0, t+1} + D_{0, t}} \quad (3)$$

Dit betekent dat de sterftequotiënt voor 0-jarigen in 2002 wordt bepaald uit het aantal overledenen in 2002 dat op 31 december in datzelfde jaar de leeftijd van 0 jaar zou hebben gehad (en dus in het jaar 2002 is geboren), gedeeld door de beginbevolking (*figuur 4*). De beginbevolking wordt bepaald door bij het aantal 0-jarigen dat op 1 januari 2003 in de populatie aanwezig is ($N_{0, t+1}$) het aantal overledenen dat hiervoor heeft plaatsgevonden ($D_{0, t}$) op te tellen. Als we veronderstellen dat kinderen gelijkmatig gespreid over een kalenderjaar worden geboren, dan zullen ze op de laatste dag van dat kalenderjaar gemiddeld een half jaar oud zijn. De sterftequotiënt voor 0-jarigen is daarom de waargenomen kans op overlijden

Figuur 3. Lexisdiagram voor de berekening van sterftequotiënt $q_{1,5, 2002}$



vóór de leeftijd van een half jaar. Dit kan worden weergegeven als ${}_{0,5}q_{0,t}$.

In het verleden werden in de zogeheten kindertafels voor de kinderen tot 2 jaar de sterftequotiënten voor kleinere leeftijdsintervallen dan één jaar bepaald, namelijk in dagen en maanden. Dit werd gedaan in verband met de sterke daling van de sterfterisico's in de eerste twee levensjaren. Tegenwoordig is hiervan echter veel minder sprake, zodat de berekeningen kunnen worden uitgevoerd met leeftijdsintervallen van één jaar. Meer informatie over de berekening van de kindertafels is te vinden in Tas (1987).

De sterftekansen die in de overlevingstafel worden gebruikt, worden meestal tot een bepaalde 'hoogste leeftijd' berekend. Boven deze leeftijd wordt een sterftequotiënt voor de gehele groep bepaald, bijvoorbeeld de sterftekans voor 99-plussers. Alhoewel het voor Nederland mogelijk is om voor alle afzonderlijke hoge leeftijden de sterftekansen te berekenen wordt dit meestal niet gedaan. In andere landen zijn de sterftekansen voor zeer hoge leeftijden zelfs meestal niet bekend. De hoogste leeftijdsgroep dient zo hoog te worden gekozen dat slechts een kleine fractie van de populatie deze leeftijdsgroep bereikt (Preston et al., 2001). Een bovengrens van 85+ is tegenwoordig dan ook niet meer voldoende nauwkeurig. In recente periodetafels bereikt meer dan een kwart van de oorspronkelijke populatie van mannen immers de 85-jarige leeftijd. Van de vrouwen is dit zelfs bijna de helft. Het CBS hanteert voor de periodetafels vanaf 1996 als bovengrens 105,5+ (of 105+ in de periodetafel naar leeftijd laatste verjaardag). Voor 1996 werden verschillende bovengrenzen gebruikt. De laagste bovengrens die gehanteerd werd was 98,5 jaar.

De afhankelijke jaarlijkse sterftekans voor de hoogste leeftijdsgroep kan worden berekend door de waarden voor de hoogste leeftijdsgroepen bij elkaar op te tellen en in formule 2 in te vullen. Voor 99,5-jarigen en ouder in jaar t is dit bijvoorbeeld

$$q_{99,5+, t} = \frac{\sum D_{100+, t}}{[0,5 * (\sum N_{99+, t} + \sum N_{100+, t+1} + \sum D_{100+, t})]} \quad (4)$$

Deze waarde is nodig om de levensverwachting uit te rekenen. Vaak staat echter in de overlevingstafel alleen de totale sterftekans voor de hoogste leeftijdsgroep genoteerd, dus bijvoorbeeld voor 99,5-jarigen en ouder $q_{99,5+} = 1$. De kans om te overlijden vóór het bereiken van het (oneindige) einde van deze leeftijdsgroep is immers 1.

Sterftequotiënten voor de overlevingstafel naar leeftijd laatste verjaardag

Voor de periodetafel naar leeftijd laatste verjaardag (ofwel exacte leeftijd) is de berekening van de sterftequotiënten iets ingewikkelder. De sterftequotiënten voor de gehele leeftijden worden bepaald met behulp van het aantal personen binnen een bepaald cohort dat zijn verjaardag viert in een bepaald kalenderjaar ($B_{x,t,c}$; B staat voor birthday)

plus het aantal van hen die, voordat zij in het volgende kalenderjaar opnieuw jarig zijn, zijn overleden ($D_{x,c}$). Voor de berekening zijn dus sterftegegevens uit twee opeenvolgende kalenderjaren (t en $t+1$) nodig (figuur 5). Daarom wordt boven de overlevingstafel naar exacte leeftijd de periode van twee jaren genoteerd (bijvoorbeeld 2000/2001).

Het aantal overledenen voor leeftijd laatste verjaardag x en cohort c , en dus automatisch voor de twee kalenderjaren t en $t+1$, wordt berekend uit zogeheten dubbelgeclassificeerde sterftegegevens, dit wil zeggen sterftegegevens naar leeftijd, periode en cohort (de twee zwarte driehoekjes in figuur 5):

$$D_{x,c} = D_{x,t,c} + D_{x,t+1,c} \quad (5)$$

waarin:

$D_{x,c}$ = aantal sterfgevallen naar leeftijd x op laatste verjaardag voor geboortecohort c

$D_{x,t,c}$ = aantal sterfgevallen naar leeftijd x op laatste verjaardag voor geboortecohort c en kalenderjaar t

$D_{x,t+1,c}$ = aantal sterfgevallen naar leeftijd x op laatste verjaardag voor geboortecohort c en kalenderjaar $t+1$

In het voorbeeld (figuur 5): $D_{2,c=2000} = D_{2,2002,2000} + D_{2,2003,2000}$.

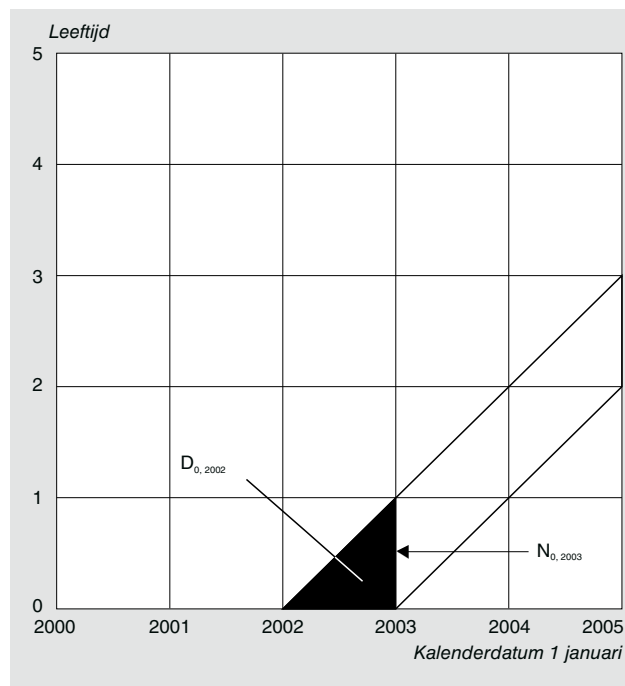
Het aantal personen binnen cohort c dat verjaardag x viert in kalenderjaar t ($B_{x,t,c}$) kan worden benaderd aan de hand van formule 6. In de berekening wordt expliciet rekening gehouden met migratie:

$$B_{x,t,c} = N_{x,t+1} + D_{x,t,c} - MI_{x,t,c} \quad (6)$$

waarin

$B_{x,t,c}$ = aantal personen binnen geboortecohort c dat verjaardag x viert in kalenderjaar t

Figuur 4. Lexisdiagram voor de berekening van de sterftequotiënt $q_{0,2002}$



$N_{x,t+1}$ = bevolking op 1 januari met leeftijd x in kalenderjaar $t+1$
 $MI_{x,t,c}$ = migratiesaldo van personen binnen geboortecohort c met leeftijd x in kalenderjaar t

Ook voor migratie zijn dus dubbelgeclassificeerde gegevens nodig.

De sterftequotient betreffende gegevens voor jaar t en jaar $t+1$ wordt vervolgens berekend als

$$q_{x,c} = \frac{D_{x,t,c} + D_{x,t+1,c}}{N_{x,t+1} + D_{x,t,c} - MI_{x,t,c}} \quad (7)$$

Houden we daarnaast op een nog gedetailleerdere wijze rekening met migratie en overige correcties, dan wordt de noemer aangepast. Hierbij wordt opnieuw aangenomen dat de helft van de netto migratie voor leeftijd x en cohort c meetelt in de beginpopulatie. De noemer wordt dan

$$B_{x,t,c} = N_{x,t+1} + D_{x,t,c} - MI_{x,t,c} + 0,5 * (MI_{x,t,c} + MI_{x,t+1,c})$$

waarin

$MI_{x,t+1,c}$ = migratiesaldo van personen uit geboortecohort c met leeftijd x in het kalenderjaar $t+1$

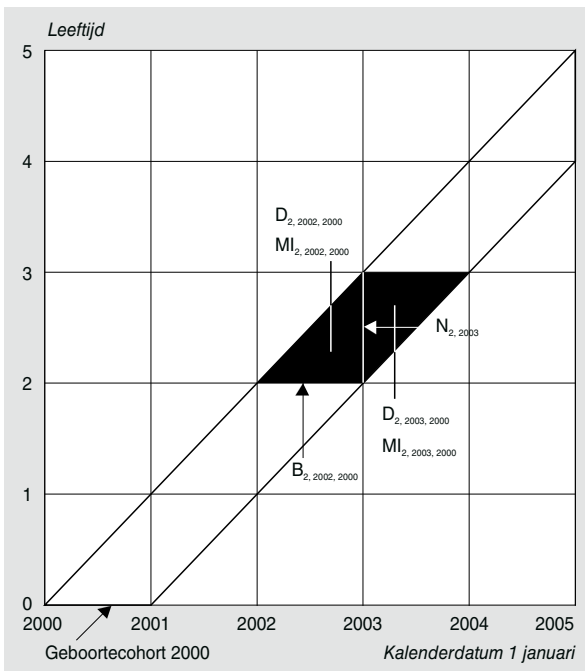
oftewel

$$B_{x,t,c} = N_{x,t+1} + D_{x,t,c} - 0,5MI_{x,t,c} + 0,5MI_{x,t+1,c} \quad (8)$$

De sterftequotient voor leeftijd op laatste verjaardag voor jaar t en $t+1$ wordt dan

$$q_{x,c} = \frac{D_{x,t,c} + D_{x,t+1,c}}{N_{x,t+1} + D_{x,t,c} - 0,5MI_{x,t,c} + 0,5MI_{x,t+1,c}} \quad (9)$$

Figuur 5. Lexisdiagram voor de berekening van sterftequotient $q_{2,coh 2000}$



De sterftekans die met formule 9 berekend wordt, is opnieuw een afhankelijke kans. De uitkomst is afhankelijk van instroom en van uitstroom uit de populatie anders dan door overlijden. Daarom wordt het migratiesaldo expliciet meegevoerd in de berekening. Het migratiesaldo zoals gebruikt in de berekening is het saldo van immigratie en emigratie inclusief administratieve correcties. Administratieve correcties worden gevormd door de opnemingen in, respectievelijk de afvoeringen uit, de GBA anders dan door geboorte, sterfte, vestiging, vertrek of gemeentegrenswijziging. In het algemeen zijn deze opnemingen en afvoeringen het gevolg van niet gemelde binnen- en buitenlandse migratie.

Stel dat we het sterftequotient naar exacte leeftijd voor 2-jarigen in 2002/2003 willen berekenen, dan geeft invulling in formule 9:

$$q_{2,c} = 2000 = \frac{D_{2,2002,2000} + D_{2,2003,2000}}{N_{2,2003} + D_{2,2002,2000} - 0,5MI_{2,2002,2000} + 0,5MI_{2,2003,2000}}$$

Dit voorbeeld is weergegeven in het Lexisdiagram in *figuur 5*.

Sinds 1986 heeft het CBS de beschikking over jaarlijkse gegevens van buitenlandse migratie naar leeftijd laatste verjaardag én geboortecohort, dus dubbelgeclassificeerde gegevens. Daarvoor was naast het jaar van migratie alleen het geboortecohort bekend. Toen werd de aanname gemaakt dat van de migranten de ene helft vóór en de andere helft ná hun verjaardag was gemigreerd (Tas, 1987). In vergelijking tot de totale populatie zijn de migratie-aantallen echter verwaarloosbaar klein. Op de sterftequotienten zoals berekend met behulp van formule 9 hebben de migratie-aantallen dus een minimale invloed.

Anders dan bij de sterftequotienten naar halve leeftijden waar de kansen voor een periode (kalenderjaar) berekend worden, wordt bij deze sterftequotienten een specifieke leeftijd beschouwd. Dientengevolge worden deze quotienten ook wel leeftijdsspecifieke cohortkansen genoemd.

6. Berekening van het aantal levenden en overledenen in de tafelbevolking

Op basis van de sterftequotienten kunnen de overige kolommen van de overlevingstafel worden berekend. Bij éénjaars-perioden wordt gebruikgemaakt van de sterftequotienten zoals hierboven beschreven. Bij vijfjaars-perioden worden de gegevens voor sterfte, bevolking en migratiesaldo gesommeerd over de kalenderjaren. Voor de verkorte overlevingstafel worden de basisgegevens gesommeerd over de verschillende leeftijdsgroepen.

Door opnieuw gebruik te maken van het subscript n (lengte leeftijdsinterval) kunnen onderstaande formules voor de overlevingstafel worden toegepast op zowel de complete overlevingstafel ($n=1$) als de verkorte overlevingstafel.

De berekening van de kolom 'levenden (in de tafelbevolking)' begint met de keuze van de grootte van het hypothe-

tische cohort, ook wel de radix genoemd ($=l_0$). De keuze van deze radix is arbitrair. In de praktijk worden ronde aantallen gebruikt tussen 1 en 1 miljoen. Het CBS maakt gebruik van een radix van 100 duizend 0-jarigen.

Het aantal levenden op leeftijd $x+n$ (l_{x+n}) in de overlevingstafel wordt berekend aan de hand van het aantal levenden op leeftijd x (l_x) minus de overledenen tussen leeftijd x en $x+n$ (${}_n d_x$):

$$l_{x+n} = l_x - {}_n d_x \quad (10)$$

Het aantal overledenen tussen leeftijd x en $x+n$ in deze formule (${}_n d_x$) wordt berekend door de overlevingskans tussen leeftijd x en $x+n$ (${}_n q_x$) te vermenigvuldigen met het aantal nog in leven aan het begin van het interval (l_x):

$${}_n d_x = {}_n q_x * l_x \quad (11)$$

Startend op leeftijd 0 wordt dus eerst de radix van 100 000 ingevuld. Vervolgens kan het aantal overledenen tussen de leeftijd van 0 en 0,5 jaar worden berekend door het sterftequotiënt op leeftijd 0 te vermenigvuldigen met de radix van 100 000 (formule 11). Dit geeft een aantal overledenen wat bij invulling in formule 10 afgetrokken moet worden van de radix om het aantal (over)levenden op leeftijd 0,5 jaar te berekenen. Op deze manier kunnen telkens voor de naast hogere leeftijd in de overlevingstafel achtereenvolgens het aantal overledenen worden berekend en het aantal levenden, net zolang tot de gehele bevolking van 100 000 personen is overleden.

Ter illustratie wordt de overlevingstafel uit de tabel gebruikt, die als bijlage is opgenomen. Op leeftijd 0 is het sterftequotiënt 0,00482 en het aantal levenden 100 000. Invulling in formule 11 geeft dan het aantal overledenen vóór het bereiken van de leeftijd van 0,5 jaar: ${}_{0,5} d_0 = 0,00482 * 100\ 000 = 482$. Hiermee kan vervolgens het aantal levenden op leeftijd 0,5 worden berekend: $l_{0,5} = 100\ 000 - 482 = 99\ 518$. Dit aantal levenden kan vervolgens weer worden vermenigvuldigd met de sterftequotiënt op leeftijd 0,5 om het aantal overledenen vóór het bereiken van de leeftijd van 1,5 jaar te berekenen.

7. Berekening van de levensverwachting

Met behulp van de in de vorige paragraaf berekende variabelen levenden en overledenen kan de levensverwachting worden berekend.

De levensverwachting geeft het gemiddeld aantal nog te leven jaren op een bepaalde leeftijd aan. Voor de berekening ervan dient allereerst voor de tafelbevolking het totaal aantal nog te leven jaren vanaf een bepaalde leeftijd te worden bepaald (ook wel T_x genoemd). Deling van het totaal aantal nog te leven jaren (T_x) door het aantal mensen nog in leven op deze leeftijd (l_x) resulteert in het gemiddeld aantal nog te leven jaren (e_x).

$$e_x = \frac{T_x}{l_x} \quad (12)$$

Voor de berekening van het totaal aantal jaren nog te leven (T_x), dient eerst het aantal doorleefde levensjaren per

leeftijd(sgroep) te worden bepaald (${}_n L_x$). Het aantal doorleefde levensjaren tussen twee opeenvolgende leeftijden (${}_n L_x$) wordt bepaald door het aantal mensen nog in leven op leeftijd $x+n$ en het gemiddeld aantal jaren geleefd door diegenen die overlijden tussen leeftijd x en $x+n$. Het aantal mensen nog in leven op leeftijd $x+n$ dragen allen n jaren bij aan het aantal doorleefde levensjaren. Voor het aantal mensen dat overlijdt in het leeftijdsinterval wordt aangenomen dat zij gemiddeld halverwege het interval komen te overlijden. Kortom:

$${}_n L_x = n l_{x+n} + 0,5n * {}_n d_x \quad (13)$$

Aangezien geldt dat ${}_n d_x = l_x - l_{x+n}$ kan deze formule worden herschreven als

$${}_n L_x = 0,5n * (l_x + l_{x+n}) \quad (14)$$

Meestal is de lengte van het leeftijdsinterval (n) een jaar, behalve bij leeftijd 0 bij de periodetafel naar leeftijd op 1 januari; daar is het leeftijdsinterval (n) een half jaar. Ook bij de hoogste leeftijd wijkt het tijdsinterval af. Hier is het interval in theorie immers oneindig lang.

Het CBS maakt voor de berekening van het aantal doorleefde levensjaren vanaf het begin van de hoogste leeftijdsgroep gebruik van de schatting van Wunsch et al. (1978). Het aantal levensjaren vanaf hoogste leeftijd x (${}_{\infty} L_x$) (hierbij staat ∞ voor een oneindig leeftijdsinterval) kan als volgt worden berekend:

$${}_{\infty} L_x = \frac{l_x}{2 * {}_{\infty} q_x} \quad (15)$$

Hierin wordt ${}_{\infty} q_x$ berekend met behulp van

$${}_{\infty} q_x = \frac{q_{x+1}}{2 - q_{x+1}} \quad (16)$$

De sterftkans q_{x+1} die hier wordt ingevuld, is de jaarlijkse sterftkans zoals met formule (4) wordt berekend. De hier gepresenteerde formule kan voor zowel onafhankelijke als afhankelijke sterftkansen worden gebruikt. Gezien de vrijwel verwaarloosbare migratie in de hoogste leeftijdsgroep is het verschil tussen de onafhankelijke en de afhankelijke sterftkansen nihil.

De berekening in formule 16 is eigenlijk niets anders dan een doorrekening met een constante jaarlijkse sterftkans voor alle leeftijden in de hoogste leeftijdsgroep. Is de tafelbevolking op de hoogste onderscheiden leeftijd erg klein, dan geeft deze formule een vrij goede benadering van het aantal levensjaren dat op deze hoogste leeftijd nog doorleefd wordt.

Voor de berekening van de levensverwachting op een bepaalde leeftijd is de som van alle doorleefde levensjaren vanaf die leeftijd nodig. Deze wordt vervolgens gedeeld door het aantal nog levenden op leeftijd x . De sommatie dient onderaan de overlevingstafel (bij de hoogste leeftijd) te beginnen en vervolgens naar boven toe (dus naar jongere leeftijden) te worden gesommeerd. De berekening voor de levensverwachting (e_x) ziet er in formulevorm dan als volgt uit:

$$e_x = \frac{\sum_{a=x}^{\infty} nL_a}{l_x} \quad (17)$$

Deze formule kan worden toegepast op zowel de overlevings-tafel voor gemiddelde leeftijd op 1 januari als op de overlevings-tafel voor leeftijd laatste verjaardag. In de overlevingstafel voor gemiddelde leeftijd op 1 januari wordt bij de berekening van het aantal persoonsjaren voor de leeftijd van 0 tot 0,5 $n=0,5$ gebruikt.

8. Enkele resultaten

Sterftequotienten

Grafiek 1 toont de leeftijdsspecifieke sterftequotienten (naar halve leeftijden) voor de periode 2001–2005. De sterftequotienten zijn hierin op een logaritmische schaal weergegeven. Na de relatief hoge sterfterisico's voor 0-jarigen is er een sterke daling in de daaropvolgende leeftijden. Het minimum wordt bij meisjes op 5½-jarige leeftijd en bij jongens op 8½-jarige leeftijd bereikt. Vervolgens nemen de sterftequotienten van jongens tot de leeftijd van ongeveer 19½ jaar toe, gevolgd door een levensfase van ruim tien jaar waarin de quotienten vrijwel gelijk blijven. Bij meisjes/vrouwen nemen de sterftequotienten tussen de leeftijd van 5½ en 31½ jaar langzaam toe. Vanaf de leeftijd van 31½ jaar laten de sterftequotienten voor beide geslachten een bijna rechtlijnig stijgend verloop zien. Het sterfterisico van 0-jarige jongens wordt pas door 53½-jarige mannen overtroffen; bij vrouwen gebeurt dit op 55½-jarige leeftijd.

Uit een vergelijking van de leeftijdsspecifieke sterftequotienten voor beide geslachten blijkt dat voor elke leeftijd het sterfterisico van mannen hoger is dan dat van vrouwen. In de leeftijds-klasse rond de 20 jaar is dit risico zelfs meer dan twee keer zo groot.

Cumulatieve sterftequotienten

Op basis van de aantallen nog levenden kunnen vrij eenvoudig cumulatieve sterftequotienten worden berekend. Deze quotienten kunnen worden geïnterpreteerd als de kans op het bereiken van een bepaalde leeftijd $x+n$, uitgaande van de huidige leeftijd x . Hierbij kunnen zowel x als n willekeurig worden gekozen, zoals voor de berekening van de kans op 65-jarige leeftijd om de 80-jarige leeftijd te bereiken. Gebruik wordt gemaakt van de volgende formule:

$$q(x+n) = 1 - \frac{l_{x+n}}{l_x} \quad (18)$$

Eerst dient de fractie overlevenden (l_{x+n} / l_x) in een gedefiniëerde leeftijdscategorie te worden bepaald. Hiervoor dient het aantal overlevenden bij de hoogste leeftijd te worden gedeeld door het aantal bij de laagste leeftijd in de betreffende leeftijdscategorie. De fractie levenden van bijvoorbeeld de groep 5-jarigen (x) na 5 jaar (n) uit de overlevings-tafel in staat 1 wordt berekend door het aantal levenden op 10-jarige leeftijd (99 204) te delen door het aantal levenden op 5-jarige leeftijd (99 285).

Deze fractie (0,99918) wordt ook wel de overlevingskans

tussen leeftijd 5 en leeftijd 10 genoemd. De overlijdenskans in deze leeftijdsgroep is $1 - 0,99918 = 0,00082$; dit is dus de kans van 5-jarigen om vóór het bereiken van de leeftijd van 10 jaar te overlijden.

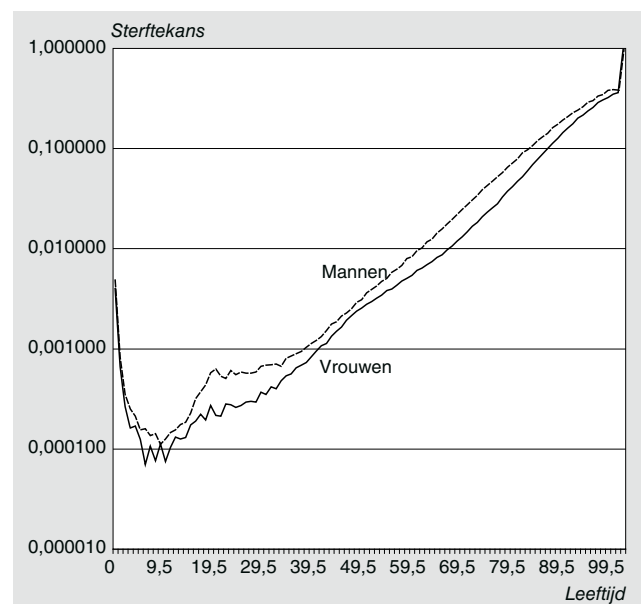
Een bijkomend voordeel van de cumulatieve sterftequotienten is dat deze ook gebruikt kunnen worden om uit de volledige overlevingstafel (naar leeftijdsjaar) de verkorte overlevingstafel (naar overwegend vijfjaars leeftijdsgroepen) te berekenen. Dit kan door uit de volledige overlevingstafel $q_0(1)$, $q_1(4)$, $q_5(10)$, $q_{10}(15)$, etc. te berekenen. Deze waarden vormen de basis van de verkorte overlevingstafel.

Staat 2 is een voorbeeld van een verkorte overlevingstafel. Deze is geconstrueerd uit de complete overlevingstafel uit de tabel in de bijlage volgens de hierboven beschreven methode.

Overlevingscurves

De overlevingscurve geeft het percentage overlevenden op iedere leeftijd ten opzichte van de hypothetische populatie op leeftijd 0. Grafiek 2 toont de overlevingscurves voor respectievelijk mannen en vrouwen op basis van de periodetabel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari voor drie verschillende perioden: 1861–1865, 1931–1935 en 2001–2005. De curve voor de meest recente periode loopt voor zowel mannen als vrouwen in de eerste levensjaren duidelijk horizontaler dan de curve voor 1861–1865. Vooral voor vrouwen daalt tegenwoordig de curve tot op hoge leeftijd maar weinig. Zo wordt op basis van sterftegegevens in 2001–2005 verwacht dat bijvoorbeeld op 65-jarige leeftijd nog gemiddeld ongeveer 90 procent van de vrouwen zal leven, terwijl dit in de negentiende eeuw maar ongeveer 30 procent was. Na deze leeftijd neemt het aandeel nog levenden in de meest recente periode echter snel af. De vorm van de curve wordt steeds hoekiger, een verschijnsel dat

1. Sterftequotienten naar geslacht en leeftijd, 2001-2005



wordt aangeduid als rectangularisatie. Het aandeel van de levengeboren jongens dat naar verwachting de 85,5-jarige leeftijd zal bereiken is sinds 1861 ruim vertienvoudigd (van ongeveer 2 procent in 1861–1865 tot ongeveer 25 procent in 2001–2005).

De oppervlakte onder de overlevingscurve, die evenredig is aan de levensverwachting bij geboorte, neemt dus duidelijk toe.

Levensverwachting sinds 1861

Uit de verschillende periode-overlevingstafels die het CBS sinds 1861 publiceert kan de ontwikkeling in de levensverwachting bij geboorte en de resterende levensverwachting op elke andere leeftijd worden afgeleid.

Over het algemeen heeft zich een toename in de levensverwachting bij de geboorte voorgedaan. Was de te verwachten gemiddelde levensduur voor pasgeboren jongens in 1861–1865 nog 36,5 jaar, in 2001–2005 was deze gestegen tot 76,5 jaar (uiteraard mits de waargenomen leeftijdsspecifieke sterftetekansen in deze periodes aanhielden gedurende de rest van het leven van deze pasgeborenen; grafiek 3).

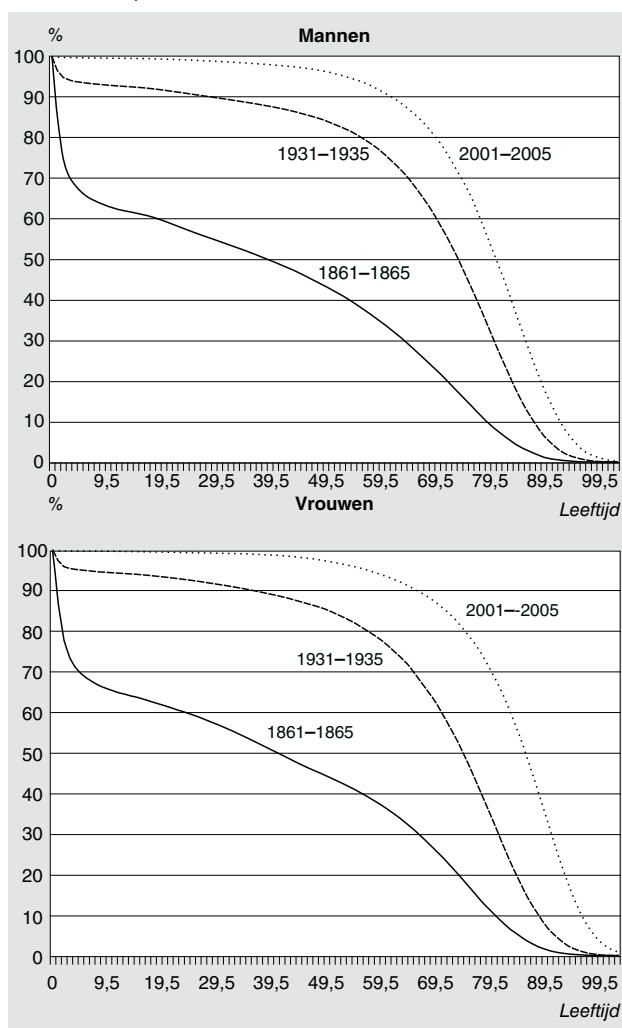
Ook voor de verschillende leeftijden is de levensverwachting vanaf 1861 toegenomen. De resterende levensverwachting die 10-jarigen tegenwoordig hebben, is voor mannen circa 20 jaar hoger dan in 1861–1865; voor vrouwen is dit circa 14 jaar. Mannen die eenmaal de 70 jaar hebben bereikt, zijn er in dezelfde periode van 140 jaar nog ruim 4 jaar in resterende levensverwachting op vooruitgegaan, en vrouwen zelfs 7 jaar.

In de meest recente overlevingstafels daalt de levensverwachting met het stijgen van de leeftijd. Dit is echter niet altijd zo geweest. Tot halverwege de jaren tachtig van de twintigste eeuw lag de levensverwachting van 0-jarigen (volgens de periodetafel) lager dan die van 0,5-jarigen. Rond 1900 was de levensverwachting van 0-jarige jongens zelfs ruim 6 jaar lager dan die van jongens die al een half jaar hadden geleefd. Voor meisjes is het verschil ook duidelijk aanwezig en komt het uit op ongeveer 5 jaar. Het gemiddeld aantal nog te leven jaren van 0-jarigen was rond 1900 voor zowel jongens als meisjes ongeveer even hoog als dat van 15-jarigen. Dit was te wijten aan de hoge baby- en peutersterfte. Had een peuter eenmaal de fase van relatief hoge sterfte overleefd, dan kon hij – gemiddeld – dus meer jaren tegemoet zien dan bij zijn geboorte.

De levensverwachting van een cohort en een periode vergeleken

De interpretatie van de levensverwachting in een cohort-overlevingstafel verschilt van die in een periode-overlevingstafel. De levensverwachting in een cohort-overlevingstafel is gebaseerd op daadwerkelijk waargenomen leeftijdsspecifieke sterftetekansen voor het cohort en geeft dus eigenlijk het gemiddeld aantal jaren weer dat mensen in het cohort hebben geleefd. De term levensverwachting is in het geval van een cohort dus enigszins verwarrend, omdat een volledig waargenomen cohort immers al overleden is.

2. Aandeel overlevenden naar geslacht en leeftijd voor de periodes 1861–1865, 1931–1935 en 2001–2005



Staat 2
Verkorte periode overlevingstafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari, mannen, periode 2001–2005

Leeftijd (x)	Sterftequotient (${}_nq_x$)	Aantal levenden (l_x)	Aantal overledenen (${}_nd_x$)	Levensverwachting (e_x)
0	0,00722	100 000	722	76,42
10,5	0,00314	99 278	312	66,46
20,5	0,00572	98 966	566	56,65
30,5	0,00871	98 400	857	46,95
40,5	0,02231	97 543	2 176	37,31
50,5	0,05959	95 367	5 683	28,03
60,5	0,15898	89 684	14 258	19,44
70,5	0,40669	75 426	30 675	12,03
80,5	0,77938	44 751	34 878	6,53
90,5	0,97620	9 873	9 638	3,23
100,5+	1,00000	235	235	0,50

In een periode-overlevingstafel is de levensverwachting ook een verwarrende term, omdat de verwachting gebaseerd wordt op de leeftijdsspecifieke sterfte waargenomen in een periode. Het is nog maar de vraag of de sterfte in een bepaald jaar representatief is voor de sterfte in de daaropvolgende jaren. Daalt de sterfte in de daaropvolgende jaren, dan is de werkelijke levensverwachting voor de verschillende cohorten in de populatie waarop de periode-overlevingstafel is gebaseerd hoger dan die in de periode-overlevingstafel.

Om te bepalen in hoeverre de periodetafel de toekomst van de sterfte van de bevolking geboren in die periode adequaat kan voorspellen, is in *staat 3* een vergelijking gemaakt tussen de levensverwachting bij de geboorte zoals berekend uit de waargenomen leeftijdsspecifieke sterfte voor het geboortecohort (cohort-overlevingstafel) en de waargenomen leeftijdsspecifieke sterfte voor de periode (periode-overlevingstafel). Omdat de vergelijking alleen mogelijk is voor reeds volledig overleden cohorten kunnen geen recente jaren worden vergeleken, maar worden enkele perioden uit de negentiende eeuw gepresenteerd. De voorspelling voor het geboortecohort 1861–1865 op basis van de peri-

Staat 3
Levensverwachting bij de geboorte (in jaren) volgens periode- en cohorttafelberekeningen

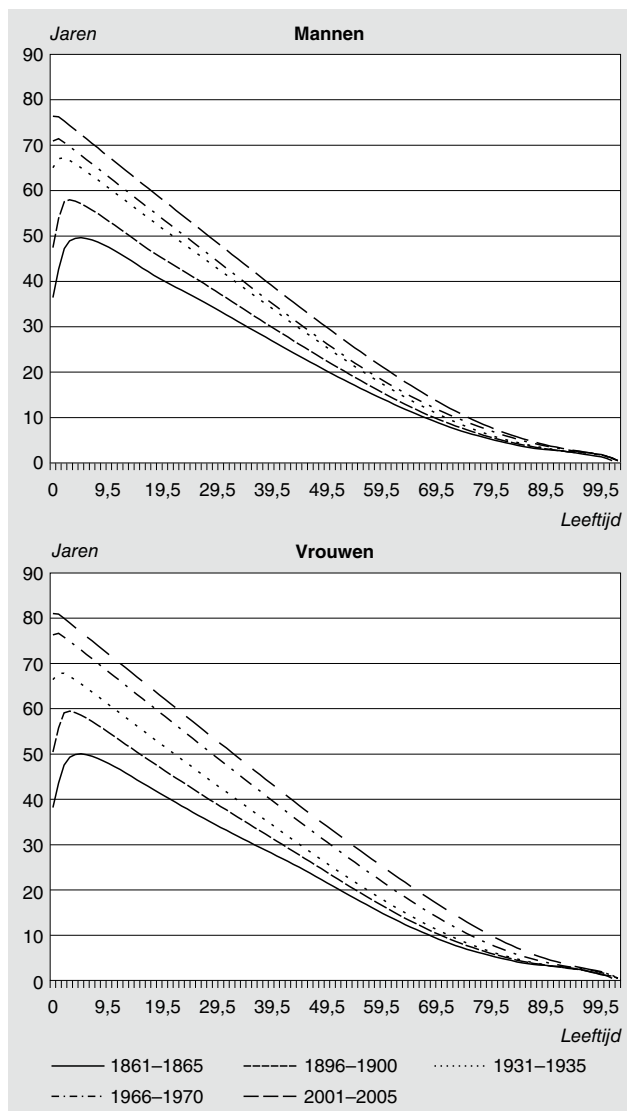
Geboortecohort	Mannen		Vrouwen	
	Periode ¹⁾	Cohort	Periode ¹⁾	Cohort
1861–1865	36,46	40,91	38,24	43,20
1881–1885	41,41	46,94	43,98	49,85
1901–1905	49,35	54,65	52,21	60,80

¹⁾ De periodetafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari

ode-overlevingstafel voor 1861–1865, die men (in theorie) in 1866 al had kunnen maken, gaf een levensverwachting voor mannen die 4,5 jaar lager was dan het aantal jaren dat het cohort uit die periode gemiddeld uiteindelijk heeft geleefd. Voor vrouwen geboren in de periode 1901–1905 is het verschil zelfs 8,6 jaar.

Het is niet ondenkbaar dat de huidige periodetafels uiteindelijk ook dergelijke verschillen met de cohortwaarnemingen zullen laten zien. Hoe groot de verschillen exact zijn, zal uiteraard pas over honderd jaar bekend zijn. Een verdere beschouwing van het verschil tussen periode- en cohort-overlevingstafels wordt gegeven in Van Poppel et al. (2005).

3. Resterende levensverwachting naar leeftijd en geslacht voor een vijftal perioden



9. Tot slot

De overlevingstafel is een krachtige techniek om het overlevings- en sterfjepatroon van een populatie te beschrijven en om de levensverwachting te berekenen. Omdat een cohort-overlevingstafel geen informatie kan geven over huidige bevolkingen, wordt overal ter wereld gebruik gemaakt van periode-overlevingstafels. Aan de berekening liggen de leeftijdsspecifieke sterftekansen ten grondslag. In de meeste landen worden deze geschat aan de hand van leeftijdsspecifieke sterftecijfers, maar het CBS berekent de leeftijdsspecifieke sterftekansen op twee verschillende manieren aan de hand van zeer gedetailleerde sterfte- en bevolkingsgegevens. Ook dan blijft echter gelden dat de uitkomsten van de periode-overlevingstafel met enige voorzichtigheid dienen te worden geïnterpreteerd, omdat er vanuit wordt gegaan dat de voor een bepaald jaar waargenomen leeftijdsspecifieke sterftekansen zullen aanhouden gedurende de rest van het leven van de in dat jaar levende populatie.

Literatuur

Poppel, F. van., I. Deerenberg, J. Wolleswinkel-van den Bosch en P. Ekamper, 2005, Hoe lang leefden wij? Historische veranderingen in de levensduur en het doodsoorzakenpatroon. *Bevolkingstrends*, 53(3), blz. 13–25.

Pressat, R., 1993, Location in Time. In: Bogue, D.J., E.E. Arriage, G.W. Rumsey en V. Prachuabmoh (eds.), *Readings in Population Research Methodology*. Vol 1, Basic tools, blz. 12–16. Social Development Center, Chicago.

Preston, S.H., P. Heuveline en M. Guillot, 2001, *Demography: Measuring and modeling population processes*. Blackwell publishers, Oxford (UK) / Malden (USA).

Prins, K. en H. Kuijper, 2007, Bevolkingsstatistieken onder het persoonskaartenstelsel en het GBA-stelsel: overeenkomsten en verschillen. *Bevolkingstrends* 55(1), blz 14–33.

Tabeau, E., F. van Poppel en F. Willekens, 1994, *Mortality in the Netherlands: The data base*. NIDI, Den Haag.

Tas, R.F.J., 1987, *Overlevingstafels naar geslacht en leeftijd, 1981–1985*. CBS Voorburg/Heerlen, september 1987.

Tas, R.F.J., 1998, *Overlevingstafels naar geslacht en leeftijd, 1991–1995*. CBS Voorburg/Heerlen, januari 1998.

Wunsch, G.J. en M.G. Termote, 1978, *Introduction to demographic analysis; principles and methods*. Plenum Press, New York.

Bijlage

Tabel
Periode overlevingstafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari, mannen, periode 2001-2005

Leeftijd (x)	Sterftequotiënt (${}_nq_x$)	Aantal levenden (l_x)	Aantal overledenen (${}_nd_x$)	Levensverwachting (e_x)
0	0,00482	100 000	482	76,42
0,5	0,00081	99 518	80	76,29
1,5	0,00034	99 438	34	75,35
2,5	0,00024	99 404	24	74,37
3,5	0,00021	99 380	21	73,39
4,5	0,00015	99 359	15	72,41
5,5	0,00016	99 344	16	71,42
6,5	0,00013	99 328	13	70,43
7,5	0,00014	99 315	14	69,44
8,5	0,00011	99 301	11	68,45
9,5	0,00012	99 291	12	67,45
10,5	0,00014	99 278	14	66,46
11,5	0,00015	99 264	15	65,47
12,5	0,00017	99 249	17	64,48
13,5	0,00018	99 232	18	63,49
14,5	0,00022	99 214	22	62,50
15,5	0,00031	99 192	31	61,52
16,5	0,00036	99 161	36	60,54
17,5	0,00043	99 125	42	59,56
18,5	0,00056	99 082	56	58,58
19,5	0,00062	99 027	61	57,62
20,5	0,00052	98 966	52	56,65
21,5	0,00049	98 914	49	55,68
22,5	0,00059	98 865	59	54,71
23,5	0,00054	98 807	53	53,74
24,5	0,00057	98 753	57	52,77
25,5	0,00056	98 697	55	51,80
26,5	0,00056	98 642	55	50,83
27,5	0,00057	98 587	56	49,86
28,5	0,00065	98 530	64	48,88
29,5	0,00067	98 466	66	47,92
30,5	0,00068	98 400	67	46,95
31,5	0,00069	98 333	68	45,98
32,5	0,00065	98 265	64	45,01
33,5	0,00079	98 201	77	44,04
34,5	0,00083	98 124	81	43,07
35,5	0,00088	98 042	86	42,11
36,5	0,00092	97 957	90	41,15
37,5	0,00101	97 866	99	40,18
38,5	0,00111	97 767	108	39,22
39,5	0,00119	97 659	116	38,27
40,5	0,00130	97 543	127	37,31
41,5	0,00149	97 416	145	36,36
42,5	0,00172	97 271	168	35,41
43,5	0,00183	97 103	177	34,47
44,5	0,00208	96 926	202	33,53
45,5	0,00223	96 724	216	32,60
46,5	0,00246	96 508	237	31,68
47,5	0,00284	96 271	274	30,75
48,5	0,00303	95 998	291	29,84
49,5	0,00355	95 707	340	28,93

Tabel (vervolg)
Periode overlevingstafel naar gemiddelde leeftijd op 1 januari, mannen, periode 2001-2005

Leeftijd (x)	Sterftequotiënt (${}_nq_x$)	Aantal levenden (l_x)	Aantal overledenen (${}_nd_x$)	Levensverwachting (e_x)
50,5	0,00382	95 367	365	28,03
51,5	0,00414	95 002	393	27,13
52,5	0,00460	94 609	435	26,25
53,5	0,00496	94 175	467	25,36
54,5	0,00569	93 707	534	24,49
55,5	0,00609	93 174	567	23,63
56,5	0,00666	92 607	617	22,77
57,5	0,00778	91 990	715	21,92
58,5	0,00813	91 275	742	21,08
59,5	0,00937	90 532	848	20,25
60,5	0,00992	89 684	889	19,44
61,5	0,01143	88 794	1 015	18,63
62,5	0,01220	87 779	1 071	17,84
63,5	0,01402	86 708	1 216	17,05
64,5	0,01544	85 493	1 320	16,29
65,5	0,01720	84 173	1 448	15,54
66,5	0,01920	82 725	1 589	14,80
67,5	0,02146	81 136	1 741	14,08
68,5	0,02399	79 395	1 905	13,38
69,5	0,02664	77 490	2 064	12,69
70,5	0,03001	75 426	2 263	12,03
71,5	0,03337	73 162	2 442	11,38
72,5	0,03807	70 721	2 692	10,76
73,5	0,04181	68 028	2 844	10,17
74,5	0,04581	65 184	2 986	9,59
75,5	0,05096	62 198	3 170	9,02
76,5	0,05633	59 028	3 325	8,48
77,5	0,06364	55 703	3 545	7,96
78,5	0,07009	52 158	3 656	7,47
79,5	0,07734	48 502	3 751	6,99
80,5	0,08869	44 751	3 969	6,53
81,5	0,09505	40 782	3 876	6,12
82,5	0,10494	36 906	3 873	5,71
83,5	0,11738	33 033	3 877	5,32
84,5	0,12842	29 155	3 744	4,96
85,5	0,13894	25 411	3 531	4,62
86,5	0,15845	21 881	3 467	4,29
87,5	0,17114	18 413	3 151	4,00
88,5	0,18850	15 262	2 877	3,72
89,5	0,20282	12 385	2 512	3,47
90,5	0,22178	9 873	2 190	3,23
91,5	0,23662	7 684	1 818	3,01
92,5	0,25624	5 866	1 503	2,78
93,5	0,28478	4 363	1 242	2,57
94,5	0,29348	3 120	916	2,39
95,5	0,32725	2 204	721	2,18
96,5	0,33672	1 483	499	2,00
97,5	0,37309	984	367	1,76
98,5	0,37736	617	233	1,51
99,5	0,38800	384	149	1,12
100,5+	1,00000	235	235	0,51