

# Een nieuw model voor de CBS huishoudensprognose

Coen van Duin en Carel Harmsen

*Het model waarmee het CBS zijn huishoudensprognose maakt, is aangepast. De nieuwe prognose wordt berekend met een macrosimulatiemodel waarin overgangen tussen huishoudensposities en burgerlijke staten worden gesimuleerd. Het model is geïmplementeerd in het softwarepakket LIPRO, dat door het NIDI werd ontwikkeld. De veronderstellingen zijn kwalitatief gelijk aan die van de laatste prognose, maar laten zich nu beter kwantificeren. Naar verwachting blijft de kans dat iemand gedurende zijn of haar leven gaat samenwonen op het huidige niveau, maar zal men vaker dan in het verleden kiezen voor niet-gehuwd samenwonen. Omdat niet-gehuwde samenwonenrelaties doorgaans minder stabiel zijn dan gehuwde, leidt dit tot meer scheidingen. Hierdoor neemt het aantal alleenstaanden en alleenstaande ouders toe. Wel wordt verwacht dat niet-gehuwde paren gemiddeld stabiel worden naarmate niet-gehuwd samenwonen een gebruikelijker alternatief voor het huwelijk wordt. Door dalende sterfterisico's neemt bovendien het risico om de partner door sterfte te verliezen af. Ook het risico dat de partner naar een instelling gaat daalt, doordat ouderen steeds langer zelfstandig blijven wonen. Dit beperkt de toename van het aantal alleenstaanden op hogere leeftijd.*

## 1. Inleiding

De huishoudensprognose van het CBS beschrijft de verwachte ontwikkeling van het aantal personen naar positie in het huishouden, en van het aantal huishoudens naar samenstelling.

Onlangs kwam de huishoudensprognose 2009–2050 uit. Voor het eerst is voor deze prognose een volledig dynamisch model gebruikt, waarin de overgangen tussen huishoudensposities (uit huis gaan, gaan samenwonen, scheiden, etc.) worden gesimuleerd. Directe aanleiding om naar een dergelijk model over te stappen was de introductie van de regionale prognose van het Planbureau voor de Leefomgeving (PBL) en het CBS (De Jong, 2005; De Jong, 2007). Het model PEARL dat voor deze prognose wordt

gebruikt, simuleert huishoudensovergangen. Hierdoor ontstond de behoefte aan nationale prognosecijfers voor de stromen tussen huishoudensposities die als input voor PEARL kunnen dienen. Het nieuwe model voor de nationale huishoudensprognose voorziet hierin.

Met het nieuwe nationale model worden veronderstellingen over het gedrag van Nederlanders op het gebied van huishoudensvorming en -ontbinding als basis voor de prognose gebruikt. Deze veronderstellingen zijn gebaseerd op stroomgegevens uit het huishoudensregister van het CBS. Bij vorige prognoses konden deze gegevens alleen kwalitatief worden gebruikt bij het opstellen van veronderstellingen. Het nieuwe model biedt hierdoor een beter onderbouwde prognose, waarvan de uitkomsten nauwer aansluiten bij de recent waargenomen ontwikkelingen.

## 2. Statische en dynamische huishoudensprognosemodellen

Statische huishoudensprognosemodellen zijn gebaseerd op veronderstellingen over het aandeel personen, onderscheiden naar achtergrondvariabelen zoals leeftijd en geslacht, dat een bepaalde huishoudenspositie heeft. Het zijn 'verdelingsmodellen', waarmee de prognose van de bevolking onderverdeeld wordt naar huishoudensposities. De modellen heten statisch omdat de veronderstellingen betrekking hebben op de stand van het aantal personen naar huishoudenspositie in een bepaald prognosejaar. Worden de aandelen constant gehouden, dan wordt de tijdsontwikkeling in de uitkomsten van de huishoudensprognose uitsluitend bepaald door de veranderingen in de samenstelling en omvang van de bevolking volgens de onderliggende bevolkingsprognose. Ook als de aandelen niet constant worden gehouden over de prognoseperiode, spreekt men nog steeds van een statisch prognosemodel.

Veelgebruikte statische modellen zijn de zogenaamde headshiprate-modellen, die al sinds de jaren dertig van de vorige eeuw worden gebruikt (Keilman, 1988). Deze modellen gebruiken veronderstellingen over het aandeel personen dat hoofd van een huishouden is om het aantal huishoudens te berekenen. Daarbij wordt doorgaans onderscheid gemaakt naar verschillende typen huishoudens.

Het model voor de CBS-huishoudensprognose dat tot 2006 werd gebruikt, lijkt sterk op een headshiprate-model (De Jong, 2001). De bevolking wordt in het model onderverdeeld in referentiepersoon<sup>1)</sup>, onderscheiden naar huishoudentype, en inwonende leden van huishoudens. Het aantal referentiepersoon naar type geeft de prognose van het aantal huishoudens. De inwonende personen worden verdeeld over de huishoudensposities thuiswonend kind, samenwonende, overig inwonend lid van een huishouden en instellingsbewoner. De gebruikte achtergrondvariabelen

<sup>1)</sup> Referentiepersoon is de moderne variant van het begrip 'hoofd van een huishouden'. Bij eenpersoonshuishoudens is de referentiepersoon het enige lid van het huishouden. Bij heteroparen is het de man, bij paren van gelijk geslacht de oudste partner, bij eenouderhuishoudens de ouder en bij overige huishoudens het oudste lid van het huishouden. Institutionele huishoudens hebben geen referentiepersoon. In de oude huishoudensprognose werd, anders dan gebruikelijk in de huishoudensstatistiek van het CBS, bij paren de vrouw als referentiepersoon gekozen. Het aantal paren werd geschat uit het aantal samenwonende vrouwen.

zijn geslacht, leeftijd en burgerlijke staat. De onderliggende prognose van de bevolking naar geslacht, leeftijd en burgerlijke staat wordt berekend met een dynamisch prognosemodel (De Beer et al. 1992).

De huidige CBS prognose van het aantal huishoudens naar herkomstgroep lijkt ook op een headshiprate-model (Van Duin, 2007). Geslacht, leeftijd en herkomstgroep worden als achtergrondvariabelen gebruikt. De onderliggende bevolking is afkomstig uit de CBS-allochtonenprognose.

Dynamische huishoudensprognosemodellen simuleren de bevolkingsontwikkeling naar huishoudenspositie en een aantal achtergrondvariabelen (waaronder steeds leeftijd en geslacht). Hoewel de modellen bedoeld zijn om prognoses van het aantal huishoudens te maken, worden doorgaans personen en niet huishoudens als uitgangspunt genomen, omdat dit het model sterk vereenvoudigt (Keilman, 1988). Er worden dus overgangen van personen tussen verschillende huishoudensposities gesimuleerd. Statische modellen hebben als input een bevolkingsprognose nodig. Dynamische modellen maken zelf een bevolkingsprognose. Ze hebben als input veronderstelling over geboorte, sterfte en migratie nodig. Daarnaast moeten de overgangskansen tussen de verschillende huishoudensposities worden gespecificeerd. Macrosimulatiemodellen passen de overgangen toe op groepen personen (de bevolking naar leeftijd, geslacht en huishoudenspositie). Microsimulatiemodellen passen de kansen toe op individuele personen. De output van een macrosimulatie beschrijft de tijdsontwikkeling van een bevolking. In de output van een microsimulatie kunnen daarnaast ook levenslopen van personen worden gevolgd.

De veronderstellingen in een dynamisch model gaan over het gedrag van personen: hoeveel procent van de 18-jarige thuiswonende kinderen gaat vóór hun 19e verjaardag uit huis? Hoeveel procent van de 40 jarige alleenstaande mannen gaat vóór hun 41e verjaardag samenwonen? De prognose begint met de bevolking naar huishoudenspositie in het startjaar. Vervolgens wordt op basis van de veronderstellingen het aantal overgangen tussen huishoudensposities berekend. Uit de startbevolking en het aantal overgangen wordt de bevolking aan het eind van het jaar berekend, die dan weer dient als startbevolking voor het volgende prognosejaar. Het aantal huishoudens wordt bepaald door referentiepersonen te tellen uit de output van de prognose. Daarvoor moeten op basis van de gebruikte huishoudensposities uiteraard de referentiepersonen kunnen worden onderscheiden.

Dynamische huishoudensprognosemodellen kenden een bloeiperiode in de jaren tachtig en negentig van de vorige eeuw (Keilman, 1988). In Nederland werd het model PRIMOS ontwikkeld (Heida en Gordijn, 1985), waarvan een verder ontwikkelde versie tegenwoordig wordt gebruikt voor de regionale prognoses van ABF Research. Op het Nederlands Interdisciplinair Demografisch Instituut (NIDI) werd het generieke multi-state prognosemodel LIPRO ontwikkeld (Van Imhoff en Keilman, 1991), dat werd toegepast om een aantal huishoudensscenario's te berekenen. Recente voorbeelden van dynamische modellen zijn het regionale prognosemodel PEARL van PBL en CBS

(De Jong, 2007) en het micro/macro-simulatiemodel MicMac dat door een Europees consortium van onderzoeksinstituten is ontwikkeld (Willekens, 2005).

Dynamische prognosemodellen bieden een heldere scheiding tussen veronderstellingen en uitkomsten van de prognose. De veronderstellingen gaan over het gedrag van personen. De uitkomsten gaan over de samenstelling van de bevolking naar huishoudenspositie die het gevolg is van dat gedrag. Bij statische prognosemodellen hebben zowel veronderstellingen als uitkomsten betrekking op de toekomstige bevolkingssamenstelling. Dit maakt een onderbouwing van de prognoseveronderstellingen problematisch.

Evenals bij statische prognosemodellen betekent het gebruik van constante veronderstellingen niet dat de output van de prognose een constant beeld zal laten zien. De huidige samenstelling van de bevolking naar huishoudenspositie is het resultaat van gedrag in het verleden. Veronderstellen we dat vanaf nu het gedrag niet meer verandert, dan zal de bevolkingssamenstelling naar huishoudenspositie de komende jaren toch nog wijzigen, omdat het gedrag in het recente verleden anders was dan in het verre verleden. Een dynamische huishoudensprognose met constante veronderstellingen rekent dus door welk effect de vroegere gedragsveranderingen zullen hebben op de toekomstige bevolkingssamenstelling.

Aan het gebruik van dynamische modellen kleven een aantal nadelen. Ze zijn gecompliceerder dan statische modellen en vergen in het algemeen veel meer input. Voor een statische model met  $n$  huishoudensposities moeten  $n$  veronderstellingen worden gemaakt: één voor het aandeel van elke huishoudenspositie (per prognosejaar en per combinatie van waarden van de achtergrondvariabelen). Voor een dynamisch model moeten veronderstellingen gemaakt worden over alle overgangen tussen de huishoudensposities. Dan gaat het om  $n \times (n-1)$  veronderstellingen, per prognosejaar en per waarde van de achtergrondvariabelen. Naarmate meer huishoudensposities worden onderscheiden, loopt de benodigde input dus snel op. Ook het soort gegevens dat als input nodig is, kan een probleem zijn. Standgegevens over personen naar huishoudenspositie zijn beter beschikbaar dan gegevens over overgangen tussen huishoudensposities. Pas sinds 2002 heeft het CBS de beschikking over (vrijwel) integrale, consistente gegevens over huishoudensovergangen op basis van het huishoudensregister. Dit is één van de redenen dat tot nog toe met een statisch prognosemodel werd gewerkt. De dynamische huishoudensprognosemodellen uit de jaren tachtig en negentig maakten gebruik van gegevens uit retrospectieve enquêtes en pasten gecompliceerde schattingsmethoden toe om inputdata te maken.

Een ander nadeel van dynamische modellen is dat ze minder stabiel zijn dan statische. Een kleine afwijking in de veronderstellingen kan op den duur leiden tot grote verschillen in de uitkomsten. Een manier om hiermee om te gaan is door in de veronderstellingen rekening te houden met terugkoppelingseffecten. Als het gedrag verandert (bijvoorbeeld: minder mensen gaan samenwonen), verandert daardoor de samenstelling van de groepen (de

mensen die wel gaan samenwonen hebben een serieuzere relatie), waardoor het gemiddelde gedrag van de groepen verandert (samenwoonrelaties worden stabiel). Hierdoor kan het effect van de oorspronkelijke gedragsverandering weer gedeeltelijk teniet worden gedaan (er komen minder samenwonende paren bij, maar die blijven wel langer bij elkaar).

Ook is het belangrijk te bedenken dat statische prognosemodellen hun stabiliteit danken aan het feit dat veronderstellingen niet over het gedrag, maar over de gevolgen van het gedrag gaan. Het is goed denkbaar dat kleine gedragsveranderingen op langere termijn inderdaad grote effecten kunnen hebben. Dat dynamische modellen niet erg stabiel zijn, is dan een gevolg van het feit dat ze de werkelijkheid in dit opzicht goed beschrijven.

### 3. Structuur van het nieuwe model

Het nieuwe model maakt een prognose van het aantal personen naar geslacht, leeftijd, burgerlijke staat en huishoudenspositie. Vooralsnog is er geen onderscheid naar herkomstgroep of kindertal in het model opgenomen. Wel wordt bij samenwonenden onderscheid gemaakt tussen samenwonenden met en zonder thuiswonende kinderen.

Het prognosemodel is een dynamische macrosimulatie die wordt geïmplementeerd in het programma LIPRO, dat op het NIDI is ontwikkeld (Van Imhoff en Keilmann, 1991). Als input voor het programma dienen overgangen die worden geschat uit het consistent gemaakte huishoudensregister.

#### Terminologie

*Toestand* De situatie waarin een persoon zich op een gegeven moment bevindt. Voor de nieuwe huishoudensprognose wordt de toestand bepaald door de combinatie van burgerlijke staat en huishoudenspositie.

*Overgang* Een verandering van de toestand van een persoon.

*Overgangsfrequentie* Aantal keren dat een overgang van iemand die zich in de uitgangstoestand voor die overgang bevindt gemiddeld plaatsvindt, per tijdseenheid.

*Achtergrondvariabele* Variabele die niet wordt gebruikt om de toestand te bepalen. In het prognosemodel gaat het om leeftijd, geslacht en prognosejaar. Deze variabelen zijn wel van invloed op de overgangsfrequenties vanuit een toestand.

#### 3.1 Toestanden

Het model onderscheidt de volgende 25 toestanden.

- 1 Thuiswonend kind
- 2–5 Alleenstaand naar burgerlijke staat (ongetrouwd, getrouwd, verweduwd, gescheiden)

- 6–9 Samenwonend zonder inwonend kind, naar burgerlijke staat
- 10–13 Samenwonend met inwonend kind, naar burgerlijke staat
- 14–17 Ouder in een eenoudergezin, naar burgerlijke staat
- 18–21 Overig lid van particulier huishoudens, naar burgerlijke staat
- 22–25 Lid van institutioneel huishouden, naar burgerlijke staat

De burgerlijke staat 'ongetrouwd' betekent, anders dan de naam doet vermoeden, dat de persoon nooit getrouwd is geweest. Personen met een geregistreerd partnerschap worden tot de getrouwen gerekend. Dit sluit aan bij de definitie in de bevolkingsstatistiek van het CBS.

Voor thuiswonende kinderen wordt geen onderscheid gemaakt naar burgerlijke staat. Als de aandelen van de verschillende burgerlijke staten voor de thuiswonende kinderen gelijk blijven, heeft dit geen effect op de uitkomsten. Omdat verreweg de meeste thuiswonende kinderen ongetrouwd zijn, domineert deze groep de overgangskansen. Hierdoor zal ook bij kleine wijzigingen van de aandelen het effect op de uitkomsten van de prognose klein zijn.

Bij de groep 'overig lid van particulier huishouden' wordt geen onderscheid gemaakt naar personen die hoofd van een huishouden zijn en personen die inwonend lid zijn. Om aantallen huishoudens uit deze prognose af te leiden, is een dergelijk onderscheid in een later stadium wel nodig. Dit zal worden gedaan door headship rates voor de personen in deze categorie te bepalen en op de prognose-uitkomsten toe te passen.

Een belangrijke reden om voor deze set van toestanden te kiezen, is dat het nieuwe model op hetzelfde detailniveau output moet kunnen produceren als het huidige. Dit betekent dat er zowel naar huishoudenspositie als naar burgerlijke staat moet worden onderscheiden. Verder kunnen we, door het onderscheid naar burgerlijke staat mee te nemen, betrekkelijk eenvoudig modelleren welk effect het dalende huwelijkscijfer op de bevolkingssamenstelling naar huishoudenspositie heeft.

Bij de samenwoners is ervoor gekozen onderscheid te maken naar huishoudens met en zonder inwonende kinderen. Dit is vooral van belang om goed te kunnen modelleren of personen na een scheiding overgaan naar de positie 'alleenstaande ouder'.

#### 3.2 Rekenmodel

LIPRO berekent de bevolkingssamenstelling naar toestand, leeftijd en geslacht aan eind van het jaar, gegeven de toestand aan het begin van het jaar. Als input worden daarbij de frequenties van de overgangen gebruikt.

Voor de huishoudensprognose gebruiken we het lineaire model, waarin wordt verondersteld dat de overgangen tussen toestanden uniform over het jaar zijn verdeeld (Van Imhoff en Keilmann, 1991).

$$l(s, x+1, j+1) = l(s, x, j) \times \left[ 1 + \frac{1}{2} M(s, x, j) \right] \left[ 1 - \frac{1}{2} M(s, x, j) \right]^{-1} + i(s, x, j) \left[ 1 - \frac{1}{2} M(s, x, j) \right]^{-1} \quad (1)$$

$l(s, x, j)$  is een rijvector die de bezetting van de toestanden op 1 januari van jaar  $j$  aangeeft voor de leeftijd  $x$  en geslacht  $s$ .

$M(s, x, j)$  is de occurrence-exposure matrix die de frequenties van de overgangen bevat.

$i(s, x, j)$  is een rijvector met het aantal instromers in de bevolking in jaar  $j$  met geslacht  $s$  en leeftijd  $x$ .

De occurrence-exposure matrix heeft de volgende vorm

$$M = \begin{pmatrix} -r_{12} - r_{13} - \dots & r_{12} & r_{13} & \dots \\ r_{21} & -r_{21} - r_{23} - \dots & r_{23} & \dots \\ r_{31} & r_{32} & -r_{31} - r_{32} - \dots & \dots \\ \vdots & \vdots & \vdots & \ddots \end{pmatrix} \quad (2)$$

Buiten de diagonaal staat in rij  $a$ , kolom  $b$  de frequentie (rate) voor de stroom van toestand  $a$  naar toestand  $b$ . Op de diagonaal staat in rij  $a$  de som van de frequenties voor alle stromen vanuit toestand  $a$  (met een minteken).

De frequenties  $r_{ab}$  zijn gedefinieerd als het aantal overgangen van  $a$  naar  $b$ , gedeeld door het aantal persoonsjaren in toestand  $a$  in de populatie in het waarnemingsjaar. In de lineaire benadering wordt het aantal persoonsjaren in  $a$  in de populatie in een jaar geschat met de gemiddelde bevolking in toestand  $a$  gedurende dat jaar. Dan geldt

$$r_{ab}(s, x, j) = \frac{2E_{ab}(s, x, j)}{l_a(s, x+1, j+1) + l_a(s, x, j)} \quad (3)$$

waarbij  $E_{ab}(s, x, j)$  het aantal overgangen van  $a$  naar  $b$  is in jaar  $j$  bij personen van geslacht  $s$  en met leeftijd  $x$  op 1 januari van het jaar.

Om bij de gangbare terminologie aan te sluiten zal voor de overgang van levend naar overleden niet over de frequentie maar over het cijfer worden gesproken (dus: sterftecijfer).

#### 4. Schatten van frequenties uit het huishoudensregister

##### 4.1 Methode

In het huidige dynamische model voor de burgerlijke staatprognose worden de frequenties geschat volgens (3), waarbij het aantal overgangen tussen burgerlijke staten geteld wordt uit het burgerlijke staat-register. Anders dan

het burgerlijke staat-register, bevat het huishoudensregister geen informatie over aantallen overgangen, alleen over standen aan het begin van het jaar. Door opeenvolgende jaren te koppelen kan wel worden bepaald hoeveel personen aan het begin van het jaar positie  $a$  en aan het eind positie  $b$  hadden.

De stroomvergelijking (1) beschrijft de bevolkingsontwikkeling als een Markov-proces. Aangenomen wordt dat de kans op een huishoudensovergang alleen afhangt van de achtergrondvariabelen leeftijd en geslacht en van de huidige huishoudenspositie. Onder de aanname dat dit ook binnen een jaar geldt en dat de overgangskansen gedurende het jaar constant zijn, kunnen de frequenties worden geschat uit de waargenomen overgangskansen (Schoen, 1988).

Voor het geval er geen instroom van buiten de populatie is, kan (1) worden geschreven als

$$l(s, x+1, j+1) = l(s, x, j) P(s, x, j), \quad (4)$$

waarbij

$$P(s, x, j) = \left[ 1 + \frac{1}{2} M(s, x, j) \right] \left[ 1 - \frac{1}{2} M(s, x, j) \right]^{-1} \quad (5)$$

de matrix van overgangskansen is.  $P_{ab}$  geeft de kans dat iemand die aan het begin van het jaar in positie  $a$  is aan het eind van het jaar in positie  $b$  is gekomen. Deze kansen kunnen voor een waarnemingsjaar worden geschat uit het huishoudensregister, volgens

$$P_{ab}(s, x, j) = \frac{N_{ab}(s, x, j)}{l_a(s, x, j)}, \quad (6)$$

waar  $N_{ab}(s, x, j)$  het aantal personen is dat aan het begin van  $j$  in positie  $a$  en aan het eind in positie  $b$  is. De overgangskans is dus het aantal personen dat aan het eind van het jaar in  $b$  is en aan het begin van het jaar in  $a$ , gedeeld door het totale aantal personen in  $a$  aan het begin van het jaar.

Door (5) te inverteren kan  $M$  worden uitgedrukt in  $P$ .

$$P(s, x, j) \left[ 1 - \frac{1}{2} M(s, x, j) \right] = \left[ 1 + \frac{1}{2} M(s, x, j) \right] \\ \Leftrightarrow P(s, x, j) - 1 = \left[ \frac{1}{2} + \frac{1}{2} P(s, x, j) \right] M(s, x, j) \quad (7) \\ \Rightarrow M(s, x, j) = 2 \left[ 1 + P(s, x, j) \right]^{-1} [P(s, x, j) - 1]$$

Door (7) te gebruiken, kan de occurrence-exposure matrix met (6) worden geschat op basis van de waargenomen begin- en eindstand in het huishoudensregister.

##### 4.2 Inputgegevens

Het huishoudensregister is samengesteld op basis van gegevens uit de Gemeentelijke Basisadministratie persoonsgegevens (GBA) en de Enquête Beroepsbevol-



king (EBB). Aan de hand van gegevens over leeftijd, geslacht, burgerlijke staat en familierelaties van personen per adres, worden huishoudens samengesteld en huishoudensposities bepaald. Bij 93 procent van de personen wordt de positie bepaald door deterministische beslisseregels. In 7 procent van de gevallen wordt de huishoudenspositie geïmputeerd. Het imputatiemodel geeft op basis van de eerder genoemde gegevens plus de locatie van het adres (stedelijk of landelijk) een imputatiekans voor de verschillende huishoudensposities. De parameters in het model zijn bepaald uit de EBB (Harmsen, 2003).

Omdat de imputatie willekeurig gebeurt, kan iemand in opeenvolgende jaren een verschillende huishoudenspositie toegewezen krijgen zonder dat er verklarende variabelen zijn veranderd. Ook is het mogelijk dat op basis van de informatie in het volgende jaar de geïmputeerde positie onjuist blijkt te zijn geweest. Als bijvoorbeeld twee personen die op hetzelfde adres wonen als alleenstaand geïmputeerd zijn en een jaar later trouwen, waren ze een jaar eerder zeer waarschijnlijk samenwonend. Het CBS past een consistentieslag toe op het register waarbij, terugwerkend in de tijd, de eerdere jaren met de nieuwe informatie consistent worden gemaakt. Imputatiefouten waarbij samenwonende personen ten onrechte als alleenstaand zijn aangeduid, hebben meer kans om ontdekt te worden dan die waarbij men ten onrechte als samenwonende is geïmputeerd. Na de consistentieslag volgt daarom een tweede aanpassing. Daarbij wordt een aantal als samenwonend geïmputeerde personen naar alleenstaand omgezet, zodanig dat de verdeling van de imputaties weer klopt met de schattingen uit de EBB (Witvliet, 2002).

Het aantal overgangen van en naar de positie ongehuwd samenwonend worden overschat op basis van de gegevens uit het register. Een deel van de personen die als 'samenwonend' geïmputeerd zijn, woont weliswaar met een ander op hetzelfde adres, maar die ander is niet de partner. Niet-samenwonenden op hetzelfde adres hebben een grotere kans om uit elkaar te gaan dan partners. Het gevolg is dat op basis van gegevens uit het deels geïmputeerde register het aantal scheidingen wordt overschat. De scheidingsfrequentie is lager dan die van twee willekeurige personen (geen familie) die op hetzelfde adres wonen, maar hoger dan die voor personen waarvan met zekerheid bekend is dat ze een relatie hebben. Het aantal personen dat niet-gehuwd gaat samenwonen wordt ook overschat. De imputatiemethode zorgt voor een zuivere schatting van de standen en dus van de netto stromen. Samenhangend met de overschatting van de uitstroom uit de positie samenwonend, is er dus ook een overschatting van de instroom.

Omdat de standen die uit de (overschatte) stromen kunnen worden afgeleid wel kloppen, zijn de stroomgegevens wel bruikbaar om een prognose van het aantal personen naar huishoudenspositie te maken. Men moet echter voorzichtig zijn met de interpretatie van de stromen.

## 5. Demografische stromen

De dynamische prognose heeft als input veronderstellingen nodig over geboorte, sterfte en internationale migra-

tie. Deze veronderstellingen worden ontleend aan de CBS-bevolkingsprognose, waarmee de huishoudensprognose consistent moet zijn. Ten opzichte van de bevolkingsprognose moet een detaillering naar huishoudenspositie en burgerlijke staat aan de stromen worden toegevoegd. De gebruikte veronderstellingen voor de stromen worden hieronder besproken.

### 5.1 Geboorte

In LIPRO wordt het aantal geboorten berekend door leeftijdsspecifieke vruchtbaarheidscijfers toe te passen op de vrouwelijke bevolking naar leeftijd, geslacht en toestand (in ons geval burgerlijke staat en huishoudenspositie). Wij gebruiken hiervoor de vruchtbaarheidscijfers van de bevolkingsprognose, die alleen van de leeftijd van de vrouw afhangen. De bevolkingsprognose veronderstelt een vrijwel vlakke ontwikkeling van de vruchtbaarheidscijfers (Van Duin, 2009).

Wanneer een vrouw haar eerste kind krijgt, gaat zij daarvoor meestal over van de huishoudenspositie samenwonend naar samenwonend met kind, of van alleenstaand naar alleenstaande ouder. In de prognose wordt het aantal overgangen tussen deze huishoudensposities daarom met behulp van consistentieregels kloppend gemaakt met het aantal eerste geboorten. In paragraaf 6.8 wordt hier verder op ingegaan.

### 5.2 Sterfte

Sterfterisico's verschillen voor personen met verschillende leefvormen (Koskinen, 2007; Lund, 2002). Personen die samenwonen met een partner hebben relatief lagere sterfterisico's. Dit effect is sterker wanneer men met de partner gehuwd is. Het is groter bij mannen dan bij vrouwen en neemt af met de leeftijd. Ook ouders met minderjarige thuiswonende kinderen hebben lagere sterfterisico's. Voor alleenstaanden liggen ze relatief hoger, vooral bij mannen. De sterfterisico's voor instellingsbewoners zijn uiteraard veel hoger dan die voor de rest van de bevolking.

De verschillen tussen de risico's hangen samen met directe en indirecte selectie-effecten. Ook hebben sommige leefvormen een positief effect op de gezondheid van personen die naar die leefvorm overgaan (Koskinen, 2007).

Bij instellingsbewoners is er vooral sprake van directe selectie. Men woont in een instelling vanwege een slechte gezondheid, en dit weerspiegelt zich in het sterftcijfer. Dit geldt zowel voor de hogere leeftijden, waar het vooral om bewoners van verzorgings- en verpleeghuizen gaat, als voor de jongere leeftijden, waarbij de meeste instellingsbewoners in een psychiatrische instelling of tehuis voor verstandelijk gehandicapten wonen.

Samenwonen met een partner biedt economische voordelen en sociale steun, en zorgt voor controle op het gedrag. Hierdoor heeft samenwonen een positieve invloed

op de gezondheid. Ook indirecte selectie kan een rol spelen in het lage sterftcijfer voor samenwonenden. Personen die lager op de sociale ladder staan, vinden bijvoorbeeld moeilijker een partner. Deze personen hebben ook vaker een verhoogd sterfterisico. Dit verhoogt de gemiddelde sterfterisico's voor alleenstaanden en verlaagt ze voor samenwonenden.

Bij een deel van de ongehuwd samenwonenden zal de reden dat men nog niet is getrouwd, samenhangen met twijfel aan de relatie. Gemiddeld gesproken zijn gehuwde relaties daardoor hechter dan niet-gehuwde, wat ook blijkt uit de lagere scheidingscijfers. Dit kan zich ook vertalen in een gemiddeld sterkere onderlinge steun in gehuwde dan in ongehuwde relaties, waardoor de sterfterisico's voor gehuwden lager liggen.

De aanwezigheid van minderjarige kinderen in een huishouden zorgt ervoor dat de ouders minder risicovol gedrag gaan vertonen, zoals roken of overmatige alcoholconsumptie. Dit heeft een positief effect op hun gezondheid. Ook kan een slechte gezondheid de achterliggende reden zijn dat men geen kinderen heeft. Hierdoor is er voor samenwonenden zonder kinderen een zekere selectie op slechte gezondheid, waardoor die groep relatief hogere sterfterisico's heeft. Meerderjarige thuiswonende kinderen in het huishouden kunnen juist samenhangen met een slechte gezondheid van de ouder, die dan door de kinderen verzorgd wordt. Ouderen met thuiswonende kinderen hebben daardoor gemiddeld hogere sterfterisico's dan hun leeftijdsgenoten.

Het is van belang om in de prognose met deze verschillen in sterfte naar huishoudenspositie en burgerlijke staat rekening te houden. Dit is vooral nodig om een goed beeld te geven van de bevolkingssamenstelling bij de hoge leeftijden. De samenhang tussen sterfte en leefvorm wordt gemodelleerd in de sterftfrequenties van de prognose door middel van een tijdsafhankelijke factor

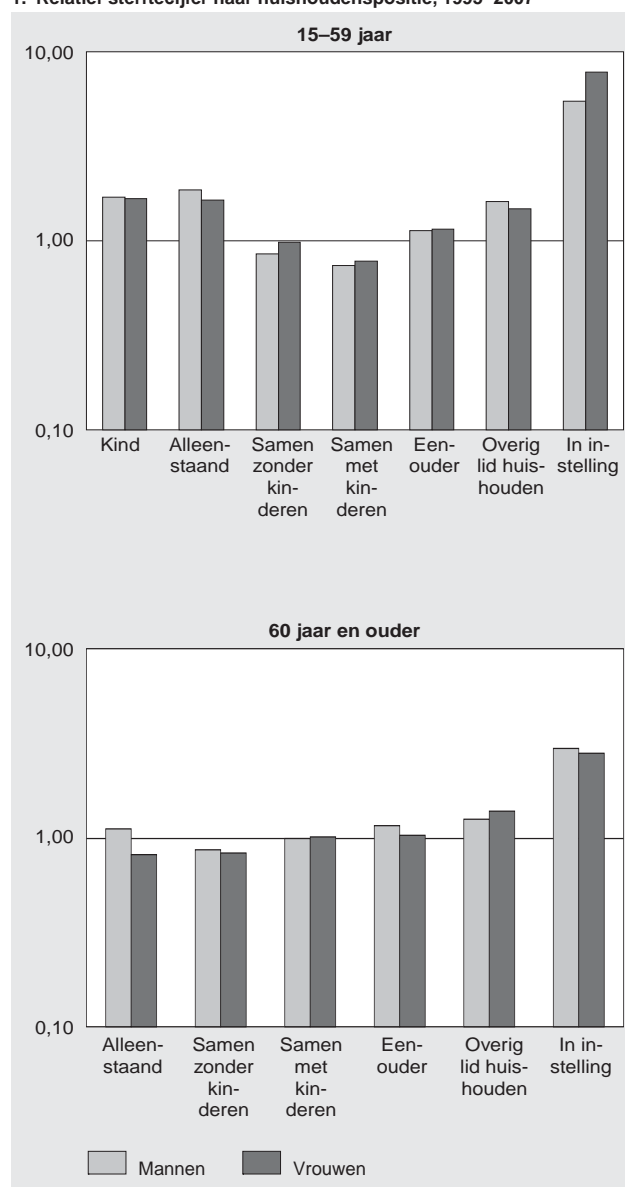
$$r_D(b, h, g, x, j) = f_1(b, h, g, x) f_2(g, x, j) r_D^{BP}(g, x, j); \quad (8)$$

hierin is  $r_D(b, h, g, x, j)$  de sterftfrequentie naar burgerlijke staat ( $b$ ), huishoudenspositie ( $h$ ), geslacht ( $g$ ) en leeftijd ( $x$ ) in jaar  $j$ ;  $r_D^{BP}(g, x, j)$  is de sterftfrequentie naar leeftijd en geslacht volgens de bevolkingsprognose. De factor  $f_1$  is groter dan 1 wanneer het sterfterisico voor de betreffende combinatie van burgerlijke staat en huishoudenspositie hoger is dan gemiddeld voor personen van dezelfde leeftijd en hetzelfde geslacht. De factor  $f_2$  zorgt ervoor dat het totaal aantal sterfgevallen naar leeftijd en geslacht overeenkomt met de aantallen volgens de bevolkingsprognose. In de input van het prognosemodel wordt  $f_2$  gelijkgesteld aan 1. Gedurende de simulatie wordt  $f_2$  door het consistentiemechanisme van LIPRO zó aangepast dat het aantal sterfgevallen klopt met de bevolkingsprognose.

De aanpassingsfactoren  $f$  zijn berekend op basis van de sterftcijfers over de jaren 1995–2007. *Grafiek 1* toont de verhouding tussen het sterftcijfer per huishoudenspositie en het gemiddeld sterftcijfer onafhankelijk van huishoudenspositie. De cijfers zijn direct gestandaardiseerd naar

leeftijd, waarbij de bevolking van 1995–2007, getotaliseerd over de huishoudensposities, als standaardpopulatie is gebruikt. De eerder besproken effecten zijn in de cijfers zichtbaar. Samenwonenden hebben lagere sterfterisico's dan alleenstaanden. Instellingsbewoners hebben een zeer hoog sterfterisico. Op jonge en middelbare leeftijden hebben ouders met thuiswonende kinderen relatief lagere sterfterisico's. Bij hogere leeftijden is juist het tegenovergestelde effect zichtbaar.

1. Relatief sterftcijfer naar huishoudenspositie, 1995–2007



### 5.3 Internationale migratie en overige correcties

Internationale migratie wordt gemodelleerd door het aantal immi- en emigranten naar leeftijd volgens de bevolkingsprognose te verdelen naar huishoudenspositie en burgerlijke staat. De aandelen per leeftijd worden constant verondersteld over de prognoseperiode. Ze zijn berekend uit de waargenomen aandelen over de periode 2000–2007.

Er is voor gekozen te werken met aantallen emigranten in plaats van met emigratiefrequenties. Dit heeft een nadeel. De samenstelling van de bevolking naar huishoudenspositie en burgerlijke staat verandert gedurende de prognoseperiode. Als met emigratiefrequenties wordt gewerkt, verandert de samenstelling van de groep emigranten automatisch mee met de samenstelling van de bevolking. Bij de gekozen aanpak blijven de emigranten echter dezelfde samenstelling houden, wat niet helemaal realistisch is. De reden om toch hiervoor te kiezen, is dat we bij de immigranten verplicht zijn om met aantallen te werken. De risicobevolking voor immigratie is immers de totale wereldbevolking buiten Nederland. Houden we de samenstelling naar huishoudenspositie en burgerlijke staat van immigranten stabiel terwijl we die voor emigranten wel veranderen, dan krijgen we vertekeningen in de samenstelling van de netto instroom van migranten. Dit geldt zeker voor de groep immigranten die, na eerder geëmigreerd te zijn, naar Nederland terugkeert. Om geen vertekening te krijgen in de netto migratie is er daarom voor gekozen immi- en emigratie op dezelfde wijze te modelleren.

Het gebruikte aantal emigranten is inclusief het saldo van administratieve correcties. Voor personen die administratief zijn afgevoerd in een gemeente en niet (elders) weer in het register zijn opgenomen, wordt verondersteld dat ze met onbekende bestemming zijn geëmigreerd. Die onbekende bestemming kan Nederland zijn, waar ze dan deel uitmaken van de niet-geregistreerde bevolking. De bevolkings- en huishoudensprognose betreft uitsluitend de geregistreerde bevolking.

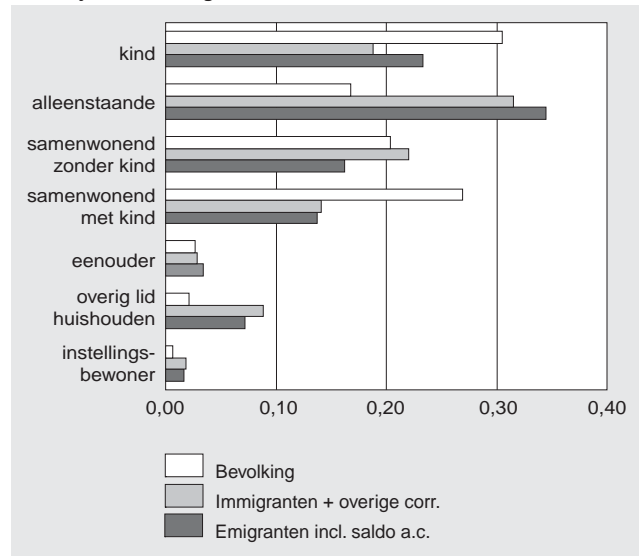
Bij het aantal immigranten wordt voor de huishoudensprognose het aantal overige correcties meegeteld. De stromen zoals die gedurende een jaar in de GBA worden bijgehouden, geboorte, sterfte, migratie, opnemingen en afvoeringen, tellen niet precies op tot het verschil in de bevolkingsstand aan het begin en einde van het jaar. Jaarlijks is er een positief verschil van enkele duizenden personen. De overige correcties geven de omvang van dit verschil.

Grafiek 2 toont het gestandaardiseerde aandeel van de huishoudensposities bij de immi- en emigranten en in de algemene bevolking. Bij de immigranten (en overige correcties) gaat het om de huishoudenspositie aan het einde van het jaar, bij de emigranten om de positie aan het begin van het jaar. Er is gestandaardiseerd naar leeftijd en

geslacht. De immi- en emigranten in 2008 zijn als standaardpopulatie gebruikt.

Migranten zijn vaker alleenstaande, eenouder of overig lid van een huishouden dan hun leeftijdsgenoten in de algemene bevolking. Het aandeel samenwonenden en thuiswonende kinderen is lager onder migranten. Als ze samenwonen, hebben ze minder vaak een thuiswonend kind. Onder immigranten zijn meer samenwonenden en minder alleenstaanden dan onder emigranten van dezelfde leeftijd en hetzelfde geslacht. Emigranten zijn vaker dan immigranten thuiswonende kinderen.

2. Gestandaardiseerde aandelen van huishoudensposities in bevolking en bij immi- en emigranten



## 6. Veronderstellingen voor de overgangsfrequenties

### 6.1 Berekening overgangsfrequenties prognosejaren

De overgangsfrequenties  $r_{ab}$  worden in eerste instantie geschat uit de waarnemingen over de periode 2000–2007. De gemiddelde frequenties over deze periode noemen we de referentiefrequenties  $r_{ab}^{ref}(s,x)$ . De methode waarmee ze geschat worden is beschreven in paragraaf 4.1.

Het leeftijds patroon van de referentiefrequenties wordt gladgemaakt om vertekeningen door toevalsfluctuaties tegen te gaan. Eerst wordt een 10e graads-polynoom aan de ruwe frequenties gefit om een volledig gladde curve te

Staat 1  
Gebeurtenissen waarvoor veronderstellingen zijn opgesteld

Gebeurtenis	Starttoestand (A)	Eindtoestand (B)
Eerste huwelijk	kind of ongehuwd	gehuwd
Hertrouwen	gescheiden, verweeduwd	gehuwd
Echtscheiding	gehuwd	gescheiden
Verweeduwing	gehuwd	verweeduwd
Uit huis gaan	kind	zelfstandig wonend (buiten instelling)
Terugkeren naar ouderlijk huis	zelfstandig wonend (buiten instelling)	kind
Gaan samenwonen (niet-gehuwden)	niet gehuwd, niet-samenwonend	samenwonend
Scheiden	samenwonend	niet-samenwonend
Naar Instelling gaan	in particulier huishouden	in instelling
Ouderschapsovergang	geen thuiswonend kind	samenwonend met thuiswonend kind of eenouder
Lege nest overgang	samenwonend met thuiswonend kind, of eenouder	kind, alleenstaand, samen zonder kind, overig

maken. Vervolgens wordt een gewogen gemiddelde genomen van de ruwe en gladgemaakte waarde, waarbij het gewicht wordt bepaald door het aantal waarnemingen. Bij leeftijden waarvoor veel waarnemingen beschikbaar zijn, is de uiteindelijke waarde gelijk aan de ruwe frequentie; bij leeftijden waarvoor weinig waarnemingen zijn, overheerst het gladgemaakte cijfer. Aan de onder- en bovenkant van het leeftijdsinterval worden leeftijden samengevoegd totdat voldoende waarnemingen voor een schatting zijn verkregen. De frequenties worden ten slotte met een leeftijdsafhankelijke factor herschaald, om te zorgen dat de totale overgangsfrequentie overeenkomt met de waarde volgens de ruwe cijfers.

Vervolgens worden veronderstellingen gemaakt voor overgangen tussen samengevoegde toestanden,  $R_{AB}(g,x,j)$ . Deze overgangen hangen samen met gebeurtenissen zoals uit huis gaan, gaan samenwonen en scheiden. *Staat 1* geeft een overzicht van de gebeurtenissen waarvoor veronderstellingen worden opgesteld.

De overgangsfrequenties voor gebeurtenissen zijn een gewogen som van de overgangsfrequenties tussen de onderliggende toestanden

$$R_{AB}(s,x,j) = \frac{\sum_{a \in A} m_a(s,x,j) \sum_{b \in B} r_{ab}(s,x,j)}{\sum_{a \in A} m_a(s,x,j)}, \quad (9)$$

waarbij  $m_a$  de massa in de starttoestand  $a$  is

$$m_a(s,x,j) = l_a(s,x+1,j+1) + l_a(s,x,j). \quad (10)$$

De frequenties  $R_{AB}$  kunnen gedurende de prognoseperiode veranderen doordat de frequenties voor de onderliggende overgangen  $r_{ab}$  veranderen of doordat de onderlinge verhouding van de massa's  $m_a$  verandert. In het eerste geval is er sprake van een gedragsverandering, op het niveau van de in het prognose onderscheiden toestanden, in het tweede geval is er sprake van een samenstellingseffect. De veronderstellingen gaan over veranderingen van het eerste type. Ze worden daarom opgesteld voor de gestandaardiseerde overgangsfrequentie  $R_{AB}^{stand.}$

$$R_{AB}^{stand.}(s,x,j) = \frac{\sum_{a \in A} m_a(s,x,2007) \sum_{b \in B} r_{ab}(s,x,j)}{\sum_{a \in A} m_a(s,x,2007)}. \quad (11)$$

De inputfrequenties  $r_{ab}(s,x,j)$  worden berekend door de referentiefrequenties  $r_{ab}^{ref.}(s,x)$  via iteratief proportioneel fitten zodanig aan te passen dat ze optellen tot de veronderstelde waarden voor  $R_{AB}^{stand.}(s,x,j)$ .

<sup>2)</sup> De totale eerste huwelijkskans is een maat voor de huwelijksgeenigheid van ongehuwden in een bepaald jaar. Deze kan worden geïnterpreteerd als de kans voor ongehuwden om ooit te trouwen als de leeftijds- en geslachtsspecifieke huwelijkskansen van dat jaar gedurende hun hele leven zouden gelden. Het wordt berekend door de eerste huwelijkskansen van het jaar toe te passen op een tafelbevolking.

Door toepassing van consistentieregels worden sommige overgangsfrequenties in de loop van de simulatie aangepast. Voor de overgang van niet-ouder naar ouder wordt een consistentieregel gebruikt om de toename van het aantal kinderen met niet-gehuwde ouders te modelleren. Dit wordt besproken in paragraaf 6.7.

## 6.2 Veronderstellingen burgerlijke staat overgangen

### 6.2.1 Eerste huwelijken

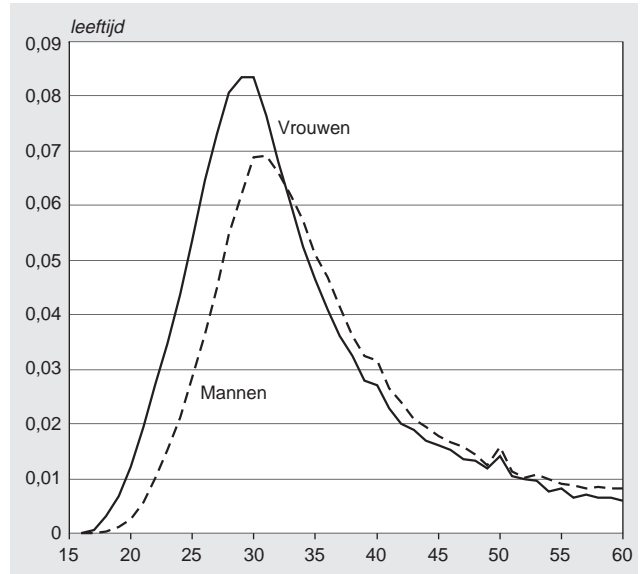
De jaarlijkse kans voor ongehuwden om te trouwen piekt rond het 30e levensjaar (*grafiek 3*). Bij jongere leeftijden is de eerste huwelijksfrequentie voor vrouwen hoger dan voor mannen, bij middelbare leeftijden is dit andersom. Vrouwen zijn doorgaans ongeveer twee jonger dan hun mannelijke huwelijkspartner.

In de afgelopen decennia is het steeds gebruikelijker geworden dat een paar ervoor kiest om ongehuwd samen te wonen in plaats van te trouwen. De totale eerste huwelijkskans <sup>2)</sup> voor mannen en vrouwen is gedaald van 95 en 97 procent in 1970 tot 65 en 70 procent in 2006 (*grafiek 4*). Omdat mannen vaker dan vrouwen op latere leeftijd hertrouwen, ligt de totale eerste huwelijkskans voor mannen lager dan voor vrouwen. De jonge, ongehuwde mannen ondervinden concurrentie op de huwelijksmarkt van oudere, al eerder gehuwde mannen.

Vanaf begin jaren tachtig is er, naast de dalende trend, een golfpatroon in de totale eerste huwelijkskans zichtbaar. Dit patroon lijkt samen te hangen met de economische conjunctuur. In jaren van hoogconjunctuur liggen de huwelijkskansen hoger (Latten en Van Dijk, 2007; CBS, 2005). Tijdens periodes van laagconjunctuur dalen de huwelijkskansen. In 2007 en 2008 was er een stijging van de eerste huwelijkskans, waarschijnlijk door de economische hoogconjunctuur in 2007 en begin 2008.

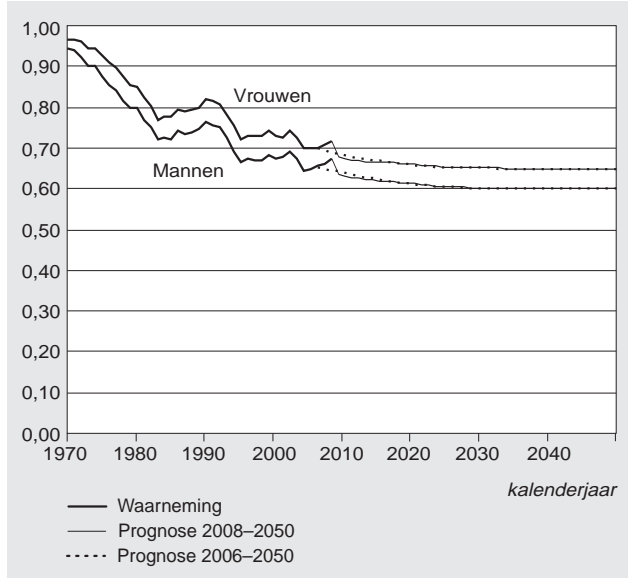
De veronderstellingen voor de langetermijnontwikkeling van de eerste huwelijkskans uit de prognose van 2006 zijn

### 3. Frequentie eerste huwelijk naar leeftijd, waarneemperiode, 2000–2007

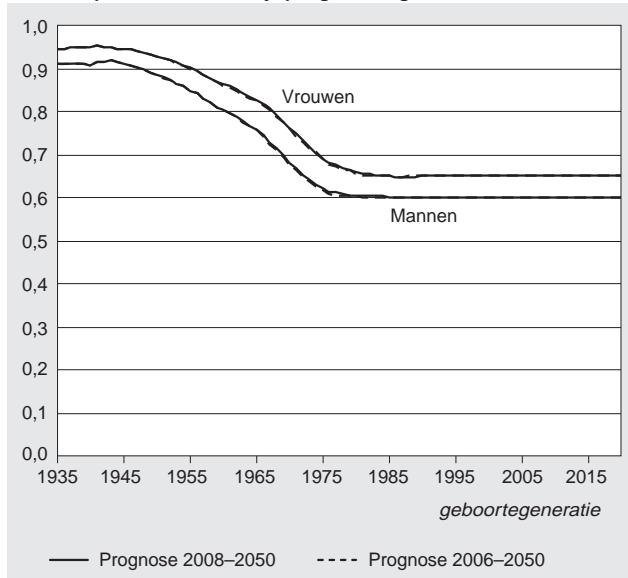




#### 4. Periode totale eerste huwelijkskans



#### 5. Kans op een eerste huwelijk per geboortegeneratie



gehandhaafd. Verwacht wordt dat 65 procent van de vrouwen die na 1985 zijn geboren gedurende hun leven zal trouwen. Voor mannen zal dat naar verwachting 60 procent zijn. Ten opzichte van het huidige niveau betekenen de gekozen eindwaarden nog een verdere daling, met circa 7 procentpunt. Naar verwachting daalt de huwelijkskans in 2009 scherp, als gevolg van de economische terugval (*grafiek 4*). Voor de jaren daarna wordt aangenomen dat de kans geleidelijk verder daalt tot de veronderstelde eindwaarden.

De eindwaarden zijn gebaseerd op gegevens uit het onderzoek gezinsvorming, waarin mannen en vrouwen van verschillende generaties zijn gevraagd of zij verwachten te zullen trouwen, en op een vergelijking van het leeftijdsverloop van de cumulatieve eerste huwelijkskans voor opeenvolgende geboortecohorten (Van Duin, 2006b). *Grafiek 5*

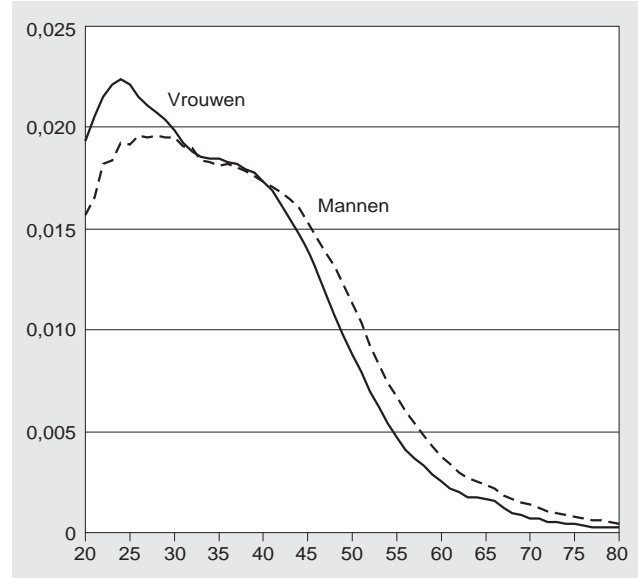
toont het veronderstelde verloop voor de eerste huwelijkskans per geboortecohort. Voor de nieuwe prognose ligt de kans iets hoger dan voor de vorige. Vanaf cohort 1985 is het verschil vrijwel verdwenen.

#### 6.2.2 Echtscheidingen

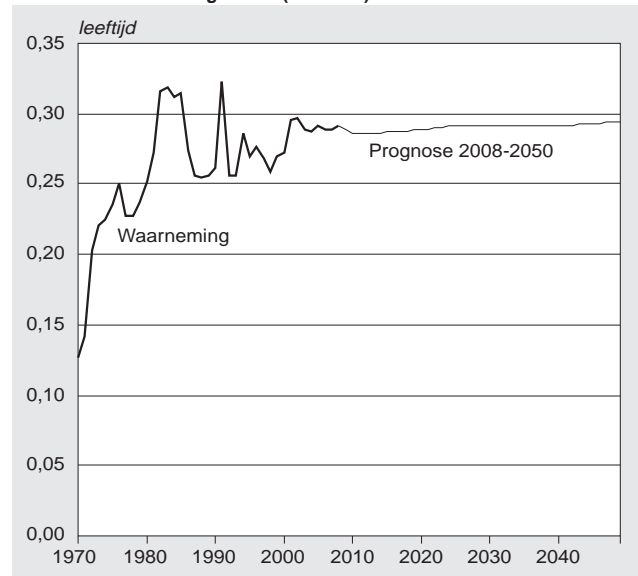
Het echtscheidingsrisico is het hoogst bij gehuwden van rond de 25 jaar (*grafiek 6*). Met toenemende leeftijd daalt dit risico. Voor dertigers is er een geleidelijke daling met de leeftijd, boven de veertig versnelt de daling.

In de jaren zeventig liep het aantal echtscheidingen in Nederland snel op. Het totaal echtscheidingsrisico, het risico dat een huwelijk eindigt in een echtscheiding uitgaande van de scheidingsfrequenties in het huwelijksjaar, liep op van 0,13 in 1970 naar 0,25 in 1980 (*grafiek 7*). In de jaren tachtig en negentig fluctueerde het echtscheidingsrisico tussen de 0,25 en 0,30. Sinds de eeuwwissel-

#### 6. Echtscheidingsfrequentie naar leeftijd, 2000-2007



#### 7. Totaal echtscheidingsrisico (vrouwen)



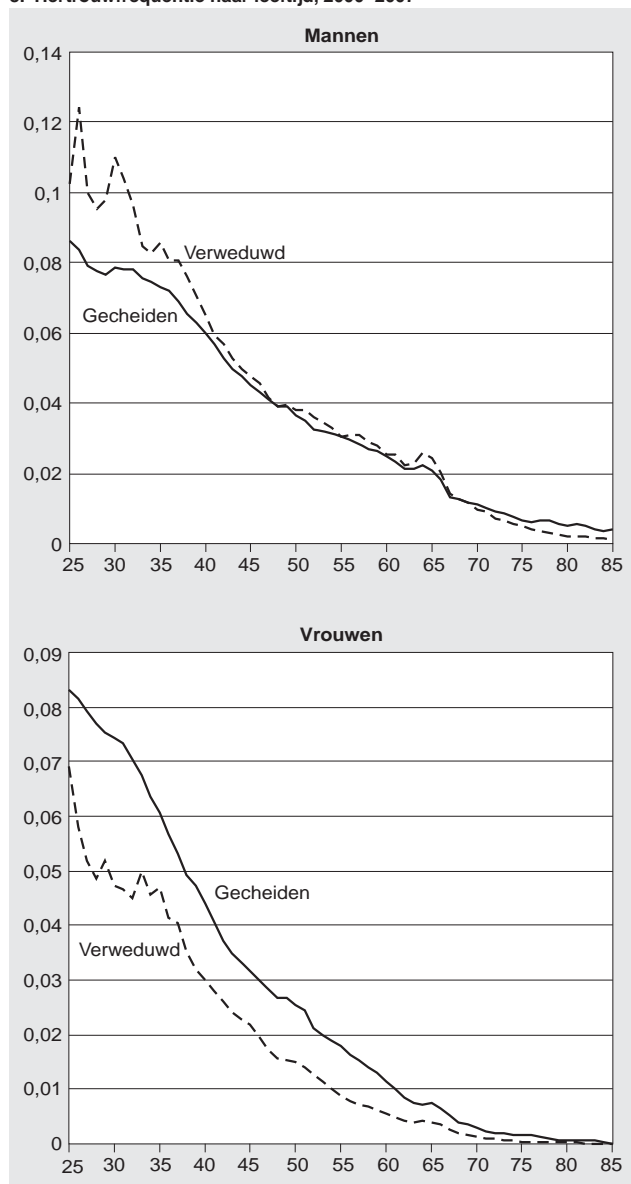
ling is het redelijk stabiel, rond 0,3. Evenals in de prognose van 2006 wordt in de nieuwe prognose aangenomen dat de echtscheidingsrisico's op het huidige niveau blijven.

### 6.2.3 Hertrouwen

De jaarlijkse kans om te trouwen neemt voor gescheidenen en verweduwden gestaag af met toenemende leeftijd (*grafiek 8*). Jong verweduwd mannen hertrouwen vaker dan gescheiden leeftijdsgenoten. Vanaf middelbare leeftijden is er weinig verschil. Bij vrouwen ligt de hertrouwfrequentie van gescheidenen op alle leeftijden aanmerkelijk hoger dan die van verweduwden.

De hertrouwkans ligt hoger voor mannen dan voor vrouwen. Van de gescheiden mannen hertrouwt ongeveer 55 procent, van de gescheiden vrouwen ongeveer 45 procent (Van Duin, 2007b). Hertrouw van verweduwden komt veel minder vaak voor. Dit gebeurt in circa 10 procent van de gevallen voor mannen en 4 procent voor vrouwen. Deze percentages liggen veel lager omdat de gemiddelde leeftijd bij verduwing veel hoger is dan bij echtscheiding.

8. Hertrouwfrequentie naar leeftijd, 2000–2007



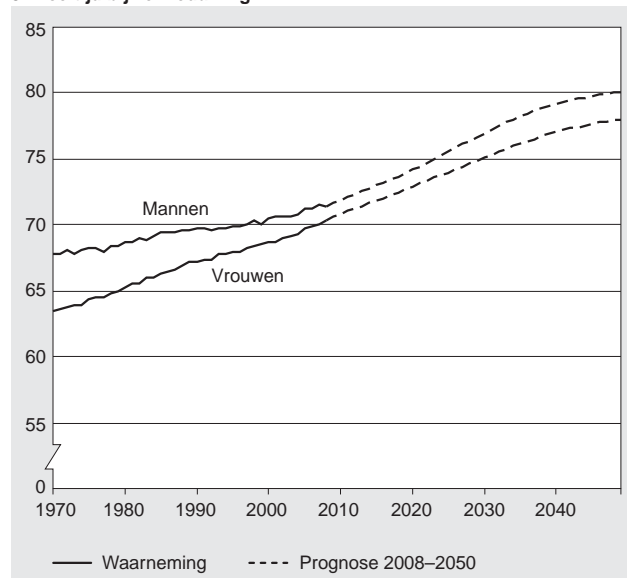
In de vorige prognose is verondersteld dat de hertrouwfrequenties van gescheidenen en verweduwden in de toekomst ongeveer gelijk zouden blijven. Wel werd een stijgende trend bij de hertrouwfrequenties van weduwen in de leeftijd van 50–70 jaar nog voor korte tijd doorgezet. Deze veronderstellingen zijn voor de nieuwe prognose gehandhaafd.

### 6.2.4 Verduwing

In de burgerlijke staat-prognose (De Beer, 1992) werden de verduwingsrisico's van mannen en vrouwen berekend uit de sterfterisico's van gehuwden van het andere geslacht. Daarbij werd rekening gehouden met het leeftijdsverschil tussen de partners. Deze methode is ook in de nieuwe prognose gebruikt. De methode wordt kort beschreven in paragraaf 6.5. Daar wordt ook ingegaan op het modelleren van verduwing voor personen die niet met hun partner gehuwd zijn.

De leeftijd bij verduwing is de laatste decennia sterk gestegen (*grafiek 9*). Mannen die in 1970 weduwnaar werden, waren gemiddeld 68 jaar oud. Vrouwen die weduwe werden waren gemiddeld 64 jaar. In 2008 is dat opgelopen tot 71 jaar voor mannen en 70 jaar voor vrouwen. De stijging werd gedeeltelijk veroorzaakt door de vergrijzing. De gemiddelde leeftijd van de bevolking steeg, en daarmee ook de gemiddelde leeftijd van personen die in een bepaald jaar verduwd raakten. Doordat jongere geboortecohorten minder geneigd waren te trouwen, vergrijsde de gehuwde bevolking sneller dan gemiddeld, wat dit effect versterkte. Een belangrijke rol speelt ook de stijging van de levensverwachting. De levensverwachting voor mannen steeg van 1970 tot 2008 met 7,5 jaar, voor vrouwen met 5,8 jaar. Hierdoor verloor men zijn partner op steeds latere leeftijd. De bevolkingsprognose van het CBS gaat uit van een verdere stijging van de levensverwachting tot 2050 met 4,8 jaar voor mannen en 3,2 jaar voor vrouwen. Ook zet de vergrijzing van de bevolking naar verwachting nog tot 2040 door. In combinatie leidt dit tot een gemiddelde leeftijd van verweduwden in 2049 van 80 jaar voor mannen en 78 jaar voor vrouwen.

9. Leeftijd bij verduwing



### 6.3 Uit huis gaan en terugkeer van kinderen

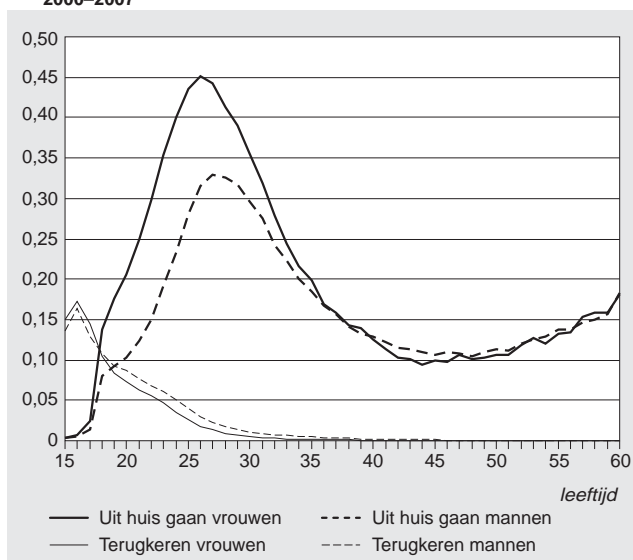
De kans per jaar om uit huis te gaan loopt vanaf het 15e levensjaar scherp op en piekt rond de 27 jaar (*grafiek 10*). Meisjes hebben bij gelijke leeftijden een hogere kans om uit huis te gaan dan jongens. Dit verschil verdwijnt vanaf ongeveer 35 jaar. Thuiswonende kinderen van middelbare leeftijd zorgen in veel gevallen voor hun ouder of ouders. Het 'uit huis gaan' van de kinderen komt er dan vaak op neer dat de ouder naar een verzorgingshuis gaat of overlijdt. Dit verklaart waarom de overgangsfrequentie op middelbare leeftijden niet meer van het geslacht van het kind afhangen. De jaarlijkse kans voor zelfstandig wonende kinderen om weer bij de ouders te gaan wonen, neemt snel af met de leeftijd en is boven de 30 jaar vrijwel nul geworden.

*Grafiek 11* toont de gemiddelde leeftijd bij uit huis gaan en bij weer thuis gaan wonen voor jongens en meisjes. De leeftijd is berekend door de overgangsfrequenties van het waarneemjaar op een tafelbevolking toe te passen. De cijfers zijn daardoor onafhankelijk van de leeftijdsopbouw van de bevolking in het betreffende jaar. De overgangsfrequenties zijn gestandaardiseerd naar de bevolkingssamenstelling naar huishoudenspositie en burgerlijke staat in 2007.

De gemiddelde leeftijd van jongens die het ouderlijk huis verlaten is 25 jaar, van meisjes 23 jaar. De gemiddelde leeftijd van kinderen die voor de eerste keer het ouderlijk huis verlaten, ligt ongeveer 2 jaar lager (De Graaf, 2004). Ruim 20 procent van de kinderen die uit huis gaan, keert daarna voor langere of kortere tijd weer terug. De gemiddelde leeftijd bij het terugkeren naar het ouderlijk huis ligt voor jongens op krap 27 jaar, voor meisjes op ruim 24 jaar.

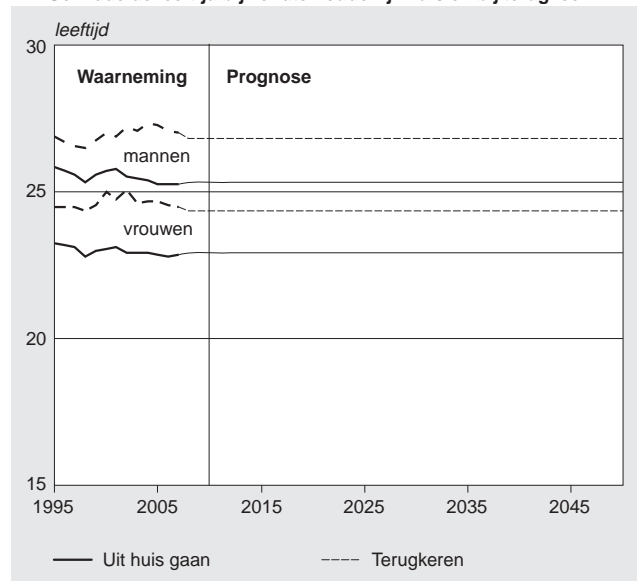
Voor de prognoseperiode is verondersteld dat de overgangsfrequenties voor uit huis gaan en weer bij de ouders intrekken op de huidige waarden blijven. Dit is consistent met de veronderstellingen uit de voorgaande prognose,

**10. Overgangsfrequentie uit huis gaan en terugkeer naar ouderlijk huis, 2000–2007**



waarin het aandeel thuiswonende kinderen naar leeftijd constant werd gehouden.

**11. Gemiddelde leeftijd bij verlaten ouderlijk huis en bij terugkeer**



### 6.4 Gaan samenwonen

De jaarlijkse kans om te gaan samenwonen, gehuwd dan wel niet-gehuwd, piekt voor vrouwen iets vóór en voor mannen iets na de 25e verjaardag (*grafiek 12*). Tot ongeveer het 40e levensjaar neemt de kans daarna snel af, om vervolgens geleidelijker te dalen. Vrouwen gaan op jongere leeftijd samenwonen dan mannen. Boven de dertig is de frequentie van samen gaan wonen voor mannen hoger dan voor vrouwen van dezelfde leeftijd, onder de dertig is dit andersom.

*Grafiek 13* toont de totale kans dat een periode waarin iemand niet samenwoont wordt afgesloten met samenwonen. De andere mogelijkheid is dat de periode eindigt met het overlijden van de persoon.

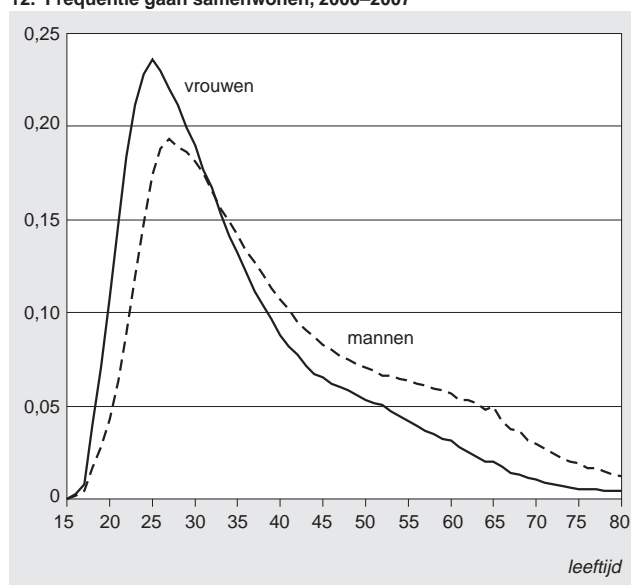
De samenwoonkans is berekend in een tafelbevolking door het aantal overgangen van niet-samenwonend naar samenwonend te delen door het aantal personen in de uitgangstoestand (15 jaar oud, niet-samenwonend) plus het aantal overgangen van samenwonend naar niet-samenwonend. De frequentie voor de overgangen in de tafel zijn gestandaardiseerd naar de bevolkingssamenstelling naar burgerlijke staat en huishoudenspositie in 2007. Alleen voor de overgang van niet-samenwonend naar samenwonend zijn de frequenties uit het betreffende kalenderjaar gebruikt. Voor de scheidings- en sterfrequenties zijn de waarden uit 2007 gebruikt. Hierdoor is de tijdsafhankelijkheid in de totale samenwoonkans uitsluitend het gevolg van veranderingen in de frequentie waarmee personen gaan samenwonen.

De gestandaardiseerde totale samenwoonkans is sinds 1995 vrijwel stabiel gebleven: 0,8 voor mannen en 0,7 voor vrouwen. De stabiliteit is opmerkelijk als we vergelijken met het tijdsverloop voor de eerste huwelijkskansen (*grafiek 4*). Anders dan in het verleden zijn samenwonen en

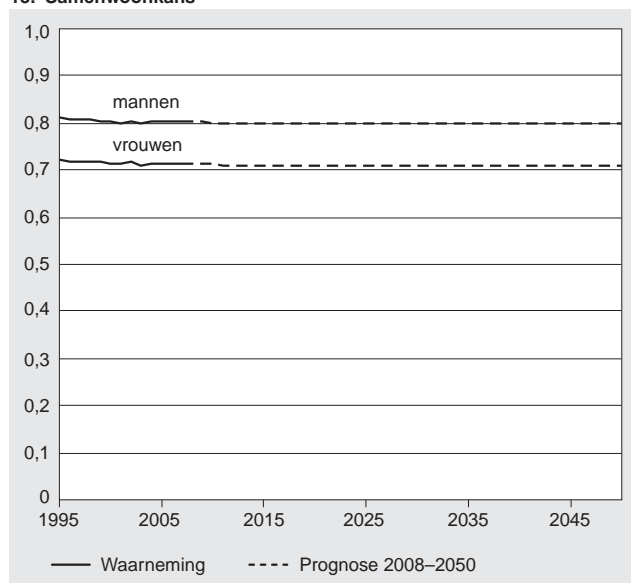
trouwen grotendeels losgekoppeld. Slechts bij iets meer dan een kwart van de huwelijken gingen de partners in het huwelijksjaar samenwonen (cijfers over 1995–2007). In 65 procent van de gevallen woonde men al samen aan het begin van het huwelijksjaar. In 8 procent van de gevallen woonde men aan begin en einde van het huwelijksjaar niet samen, mogelijk doordat de relatie snel na het huwelijk alweer was beëindigd of doordat men pas later na het huwelijk ging samenwonen.

In de prognose wordt verondersteld dat de samenwoonkans op het huidige niveau blijft. Tegelijkertijd wordt een verdere daling van het eerste huwelijkscijfer aangenomen. In combinatie betekenen deze veronderstellingen dat meer personen ervoor zullen kiezen om ongehuwd te gaan, of blijven, samenwonen.

12. Frequentie gaan samenwonen, 2000–2007



13. Samenwoonkans

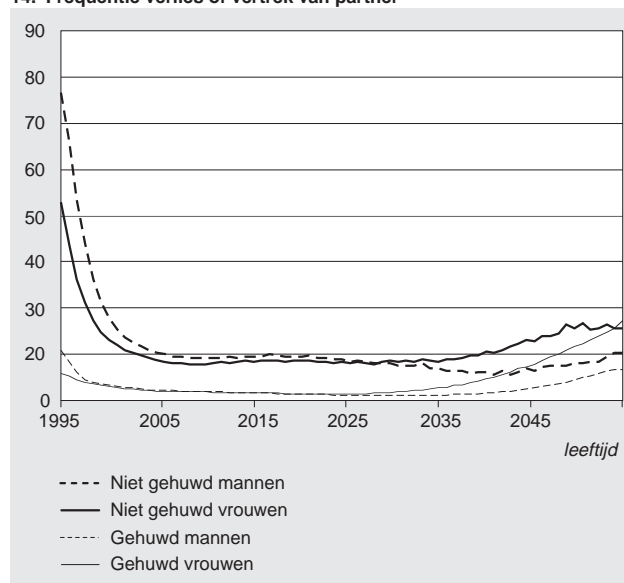


## 6.5 Verlies of vertrek van partner

Grafiek 14 toont de scheidingsfrequentie voor gehuwde en niet-gehuwde mannen en vrouwen. Het begrip 'scheiding' is hierbij ruim genomen en omvat ook het verlies van de partner door diens overlijden of vertrek naar een instelling. Niet-gehuwde paren van vóór in de twintig hebben een zeer hoge scheidingsfrequentie. Ook gehuwde paren zijn het minst stabiel bij de jongste leeftijden. Van de niet-gehuwde paren van middelbare leeftijd gaat jaarlijks op 10 procent uit elkaar. Bij gehuwde paren is dat maar ongeveer 2 procent. Voor een deel komt dit doordat gehuwde paren vaker kinderen hebben. Paren met (jonge) kinderen hebben een lager scheidingsrisico. Als hiervoor wordt gecorrigeerd, ligt de scheidingsfrequentie van niet-gehuwde paren op middelbare leeftijden nog altijd circa 4 keer hoger dan die van gehuwde paren. De scheidingsfrequentie van ongehuwde paren ligt circa 3 keer boven die van gehuwde paren. Bij een deel van de samenwonenden met als burgerlijke staat gescheiden gaat het om personen die nog op hetzelfde adres staan ingeschreven als hun vroegere huwelijkspartner. In werkelijkheid zijn ze al uit elkaar, maar in de geregistreerde werkelijkheid van het huishoudensregister nog niet. De geregistreerde scheidingsfrequentie voor deze groep ligt uiteraard zeer hoog. Hierdoor komt de scheidingsfrequentie voor niet-gehuwden hoger uit dan voor ongehuwden. Ook speelt nog mee dat het aantal overgangen van en naar de positie ongehuwd samenwonend wordt overschat op basis van de data uit het huishoudensregister (paragraaf 4.2). Deze overschatting is het sterkst bij de jonge leeftijden.

Vanaf ongeveer 65 jaar bij vrouwen en vanaf 75 jaar bij mannen begint de scheidingsfrequentie op te lopen. Dit komt doordat bij hogere leeftijden het risico toeneemt dat de partner komt te overlijden of naar een instelling gaat. Het verschil in de scheidingsfrequenties van gehuwden en niet-gehuwden neemt af bij de hoge leeftijden, doordat deze externe scheidingsoorzaken gaan domineren.

14. Frequentie verlies of vertrek van partner

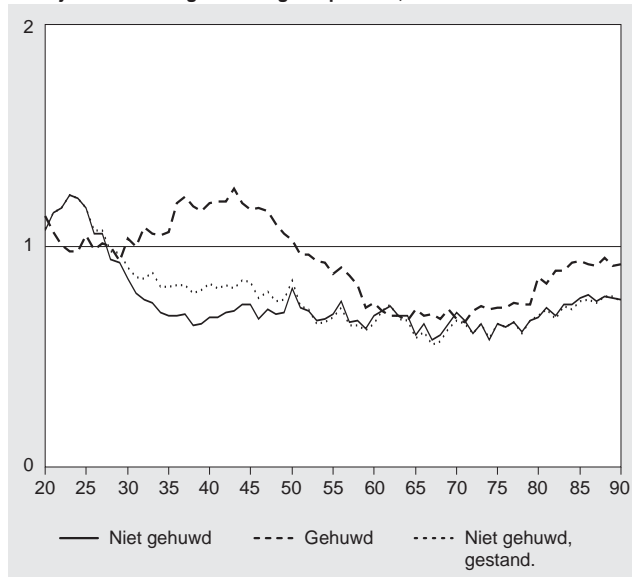




In de periode 1995–2007 is de scheidingsfrequentie voor gehuwde paren bij de middelbare leeftijden iets gestegen (*grafiek 15*). Niet-gehuwde paren van middelbare leeftijd zijn juist stabiel geworden. Het verschil tussen gehuwde en niet-gehuwde paren is bij deze leeftijden dus afgenomen. De daling van het scheidingsrisico bij niet-gehuwden is ten dele een samenstellingseffect. Het aandeel niet-gehuwde paren dat thuiswonende kinderen heeft is in de periode 1995–2007 opgelopen. Samenhangend daarmee is het scheidingsrisico gedaald. Wordt de scheidingsfrequentie voor 1995 gestandaardiseerd naar de bevolkingssamenstelling van 2007, dan is er een kleinere daling van het scheidingsrisico zichtbaar voor de leeftijden 30 tot 50 jaar. Standaardisering geeft weinig verschil bij de gehuwd samenwonenden.

Onder 50-plussers is sprake van een daling van het scheidingsrisico bij gehuwde en niet-gehuwde paren. Dit hangt samen met de stijging van de levensverwachting en van de leeftijd waarop ouderen naar een verzorgingstehuis gaan. Het risico van een scheiding door externe oorzaken is daardoor afgenomen.

15. Tijdsontwikkeling scheidingsfrequenties, 1995–2007



De scheidingsfrequentie daalt bij verschillende leeftijden door verschillende oorzaken. Om dit te modelleren wordt de scheidingsfrequentie voor niet-gehuwd samenwonenden onderscheiden in drie componenten (gehuwd samenwonenden worden verderop besproken).

$$\begin{aligned}
 R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}(s, x, j) = & \\
 & R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner overl.}}(x, s, j) \\
 & + R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner naar inst}}(x, s, j) \\
 & + R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{relatie verbroken}}(s, x, j).
 \end{aligned}
 \tag{12}$$

De laatste component geeft de frequentie voor het verliezen van de partner doordat de relatie wordt verbroken.

De eerste component is de frequentie voor het overlijden van de partner, de tweede voor het naar een instelling gaan van de partner.

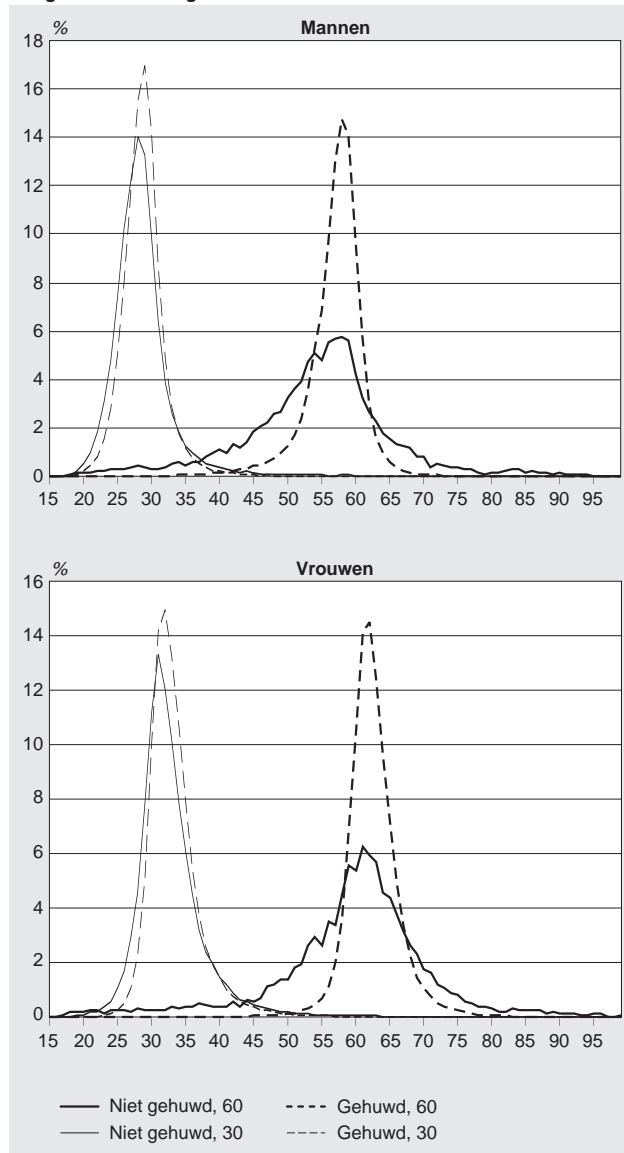
In de burgerlijke staat-prognose werd het verweduwingsrisico voor vrouwen geschat uit het sterfterisico voor gehuwde mannen, vice versa. Voor de laatste twee componenten in formule (12) wordt een soortgelijke methode gebruikt.

Om het verweduwingsrisico te schatten werd in de burgerlijke staat-prognose gebruik gemaakt van de benadering

$$\begin{aligned}
 r_{\text{gehuwd, verduwd.}}(x, \text{vrouw}) \approx & \\
 r_{\text{gehuwd, dood}}(x + \Delta_x, \text{man})
 \end{aligned}
 \tag{13}$$

Het verweduwingsrisico van vrouwen van leeftijd  $x$  werd dus gelijkgesteld met het sterfterisico voor gehuwde mannen van leeftijd  $x + \Delta_2$ . Deze benadering komt neer op de aanname dat bij alle gehuwde vrouwen van leeftijd  $x$  de partner de leeftijd  $x + \Delta_2$  heeft.

16. Verdeling leeftijd partner voor 30- en 60-jarige mannen en vrouwen, gehuwd en niet-gehuwd samenwonend



Grafiek 16 toont de verdeling van de leeftijd van de partner voor 30- en 60-jarige mannen en vrouwen. De verdeling is bepaald uit de gegevens in het huishoudensregister voor de jaren 1995, 2000 en 2005. Bij gehuwden is er op 30- en op 60-jarige leeftijd een scherp gepiekte verdeling van de leeftijd van de partner. Dit betekent dat de benadering (13) bruikbaar is. Bij de niet-gehuwden is de leeftijdsverdeling van de partner op 30-jarige leeftijd ook nog sterk gepiekt, zij het iets breder dan voor de gehuwden, maar op 60-jarige leeftijd is de verdeling veel breder. Er is meer variatie in het leeftijdsverschil tussen de partners voor niet-gehuwd samenwonenden dan voor gehuwden.

In plaats van met (13) is het in dit geval beter om het risico om de partner te verliezen voor niet-gehuwd samenwonenden te schatten met

$$R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner overl.}}(x, \text{vrouw}) \approx \sum_{x'} n_{\text{niet-geh.}_samen}^{\text{vrouw}}(x, x') R_{\text{niet-gehuwd samen, dood}}(x', \text{man}), \quad (14)$$

waar  $n_{\text{niet-geh.}_samen}^{\text{vrouw}}(x, x')$  de fractie van de niet-gehuwd samenwonende vrouwen van leeftijd  $x$  is waarvan de partner leeftijd  $x'$  heeft. Deze fracties worden in de prognose constant verondersteld. Het feit dat de curven voor de gehuwde 30- en 60-jarigen in grafiek 16 zoveel op elkaar lijken, suggereert dat de voorkeur voor de leeftijd van de partner in de afgelopen 30 jaar niet veel is veranderd. Door de fracties constant te houden wordt aangenomen dat dit de komende decennia ook het geval zal zijn.

Zowel bij gehuwd als niet-gehuwd samenwonenden is de man gemiddeld een paar jaar ouder dan de vrouw. Bij de hoogste leeftijden draait het verschil voor vrouwen echter om: ze zijn gemiddeld ouder dan hun mannelijke partner. Dit komt doordat de vrouwen met een oudere mannelijke partner op deze leeftijden al vaak verweduwd zullen zijn. Bij mannen neemt door ditzelfde effect het leeftijdsverschil met de partner bij de hogere leeftijden toe. Door de verwachte verdere daling van de sterfterisico's zal dit selectie-effect wat kleiner worden. Met de aanname dat  $n_{\text{niet-geh.}_samen}^{\text{vrouw}}(x, x')$  constant is, wordt dit secundaire effect van de sterftedaling genegeerd. Dit geeft enige vertekening in het leeftijds patroon van de 'verweduwing'.

De frequentie van scheiding door overlijden van de partner wordt tijdsafhankelijk gemaakt met behulp van (14).

$$R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner overl.}}(x, s, j) = R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner overl.}}(x, s, j_0) \times \frac{\sum_{x'} n_{\text{niet-geh.}_samen}^s(x, x') R_{\text{niet-gehuwd samen, dood}}(x', \bar{s}, j)}{\sum_{x'} n_{\text{niet-geh.}_samen}^s(x, x') R_{\text{niet-gehuwd samen, dood}}(x', \bar{s}, j_0)} \quad (15)$$

De tijdsafhankelijkheid (15) voor de overgang vanuit niet-gehuwd samenwonend zonder kind wordt volledig verwerkt bij de overgangsfrequentie naar de positie alleenstaand. Voor de overgang vanuit niet-gehuwd samenwonend met kind wordt het verwerkt bij de overgangsfrequentie naar alleenstaande ouder.

De tweede component in de scheidingsfrequentie voor niet-gehuwden (12) krijgt op dezelfde wijze een tijdsafhankelijkheid

$$R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner naar inst.}}(x, s, j) = R_{\text{niet-gehuwd samen, niet-samen}}^{\text{partner naar inst.}}(x, s, j_0) \times \frac{\sum_{x'} n_{\text{niet-geh.}_samen}^s(x, x') R_{\text{niet-gehuwd samen, instelling}}(x', \bar{s}, j)}{\sum_{x'} n_{\text{niet-geh.}_samen}^s(x, x') R_{\text{niet-gehuwd samen, instelling}}(x', \bar{s}, j_0)}. \quad (16)$$

De daling van de derde component, scheiding doordat het paar uiteengaat, hoeft niet gemodelleerd te worden voor zover het veroorzaakt wordt door de toename van het aandeel niet-gehuwde paren met kinderen. Doordat het prognosemodel onderscheid maakt naar samenwonenden met en zonder thuiswonende kinderen, wordt dit samenstellingseffect automatisch meegenomen. Bij de 30- tot 50-jarigen is er echter ook een daling zichtbaar in de gestandaardiseerde scheidingsfrequentie. De scheidingsfrequenties voor niet-gehuwde paren met en zonder kinderen zijn beide ook gedaald.

Voor de prognose wordt uitgegaan van de hypothese dat deze daling van de scheidingsrisico's samenhangt met de toename van het aantal ongehuwde paren. In het verleden was ongehuwd samenwonen vooral een testfase. Paren met een stabiele relatie gingen na enige tijd trouwen. In de afgelopen jaren is ongehuwd samenwonen steeds meer een alternatief voor het huwelijk geworden. Het aandeel paren met een stabiele relatie onder de ongehuwd samenwonenden is daardoor toegenomen, waardoor het verschil in scheidingsfrequentie tussen gehuwde en ongehuwde paren kleiner werd.

We modelleren deze ontwikkeling door de ongehuwd samenwonenden in te delen in twee groepen: ongehuwd samenwonenden van het oude type, met relatief hoge scheidingsrisico's, en van het nieuwe type, met lagere scheidingsrisico's. Voor een startjaar in het verleden wordt aangenomen dat alle ongehuwd samenwonenden van het oude type zijn. Aangenomen wordt dat de relatieve toename van het aantal ongehuwd samenwonenden ten opzichte van de gehuwd samenwonenden veroorzaakt wordt door groei van de groep ongehuwd samenwonenden van het nieuwe type.

De laatste component van de scheidingsfrequentie (12) wordt gemodelleerd

$$R_{OS}^{\text{scheiden}}(s, x, k, j) = A_{\text{oud}}(s, x, k, j) R_{OS}^{\text{scheiden}}(s, x, k, j_0) + A_{\text{nieuw}}(s, x, k, j_0) \alpha_k R_{GS}^{\text{scheiden}}(s, x, k, j_0) \quad (17)$$

$R_{OS}^{\text{scheiden}}(s, x, k, j)$  de scheidingsfrequentie in jaar  $j$  is voor ongehuwd samenwonenden ('OS') van geslacht  $s$ , leeftijd  $x$  die wel/geen thuiswonende kinderen hebben ( $k=1,0$ ).

$R_{GS}^{Scheiden}(g, x, k, j)$ , de scheidingsfrequentie voor gehuwd samenwonenden

$A_{oud}(s, x, k, j)$  het aandeel ongehuwd samenwonenden van het 'oude' type,

$A_{nieuw}(s, x, k, j)$  het aandeel ongehuwd samenwonenden van het 'nieuwe' type.

De aandelen  $A_{nieuw}$  en  $A_{oud}$  tellen op tot 1. In het startjaar  $j_0$  zijn alle ongehuwd samenwonenden van het oude type, dus

$$A_{oud}(s, x, k, j_0) = 1$$

De parameter  $\alpha_k$  geeft de verhouding tussen de scheidingsfrequentie voor de nieuwe ongehuwd samenwonenden en de gehuwd samenwonenden in het startjaar. De verhouding wordt voor samenwonenden met en zonder thuiswonende kinderen afzonderlijk ingesteld.

Voor het aandeel  $A_{oud}$  wordt verondersteld

$$A_{oud}(s, x, k, j) = \frac{l_{samen, ongehuwd}(s, x, k, j_0)}{l_{samen, ongehuwd}(s, x, k, j_0) + l_{samen, gehuwd}(s, x, k, j_0)} \times \frac{l_{samen, ongehuwd}(s, x, k, j) + l_{samen, gehuwd}(s, x, k, j)}{l_{samen, ongehuwd}(s, x, k, j)} \quad (18)$$

Oftewel: als in het startjaar 8 procent van de ongehuwd of gehuwd samenwonenden ongehuwd was en in het jaar  $j$  10 procent, dan wordt aangenomen dat het aandeel ongehuwde samenwoners van het oude type in  $j$  0,8 is en van het nieuwe type 0,2.

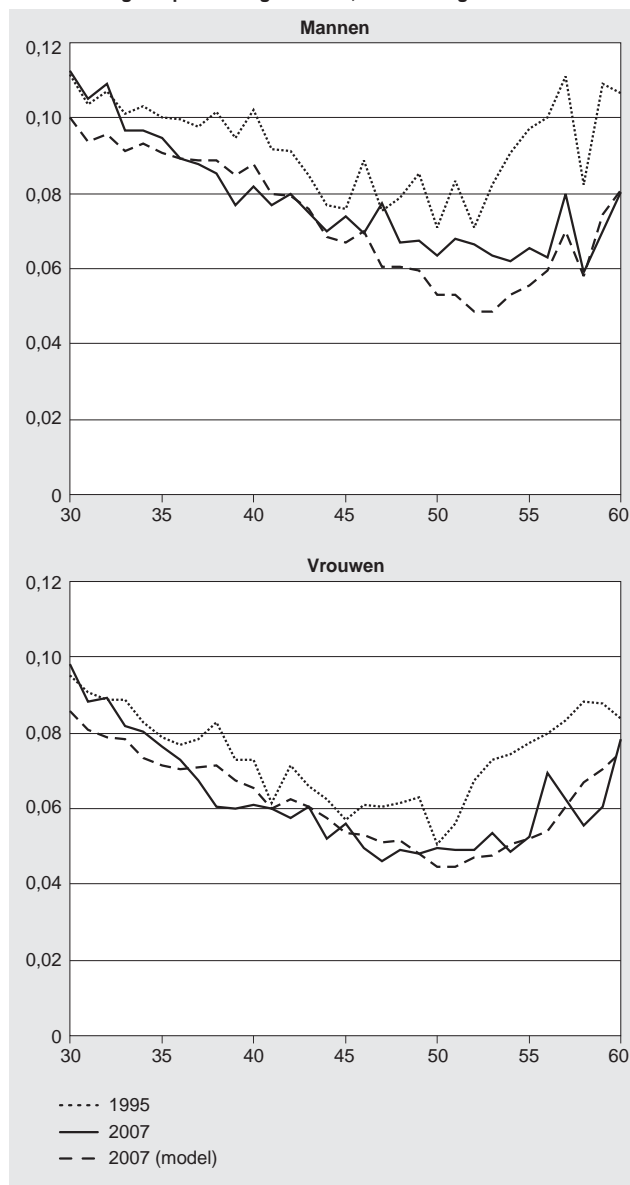
Met (17) modelleren we het tijdsverloop van het scheidingsrisico als een samenstellingseffect. De scheidingsfrequentie voor de nieuwe en oude groep wordt constant verondersteld. Voor de oude groep is deze gelijk aan de scheidingsfrequentie in het startjaar. Voor de nieuwe groep wordt aangenomen dat het de scheidingsfrequentie voor gehuwden is, vermenigvuldigd met een vaste factor.

Nemen we 1995 als startjaar en proberen we de scheidingsfrequenties in 2007 met dit model te verklaren, dan krijgen we  $\alpha_0 = 2,7$  en  $\alpha_1 = 2,4$ . Ook de nieuwe groep heeft dus nog altijd scheidingsfrequenties die fors hoger liggen dan die van gehuwden. Bij paren zonder kinderen is het verschil groter dan bij paren met kinderen. Ten opzichte van de oude groep zijn de scheidingsfrequenties wel lager. In 1995 lag de scheidingsfrequentie voor ongehuwden met of zonder kinderen circa 3,5 keer hoger dan voor gehuwden met/zonder kinderen.

Grafiek 17 toont de gestandaardiseerde scheidingsfrequentie voor ongehuwden van middelbare leeftijd voor 1995 en 2007, waargenomen en volgens dit model. Het model geeft een redelijk beeld van de waargenomen ontwikkeling.

Voor de periode na 2007 wordt aangenomen dat de groep ongehuwd samenwonenden die er nog bijkomt weer meer

17. Scheidingsfrequentie ongehuwden, waarneming en modelwaarde

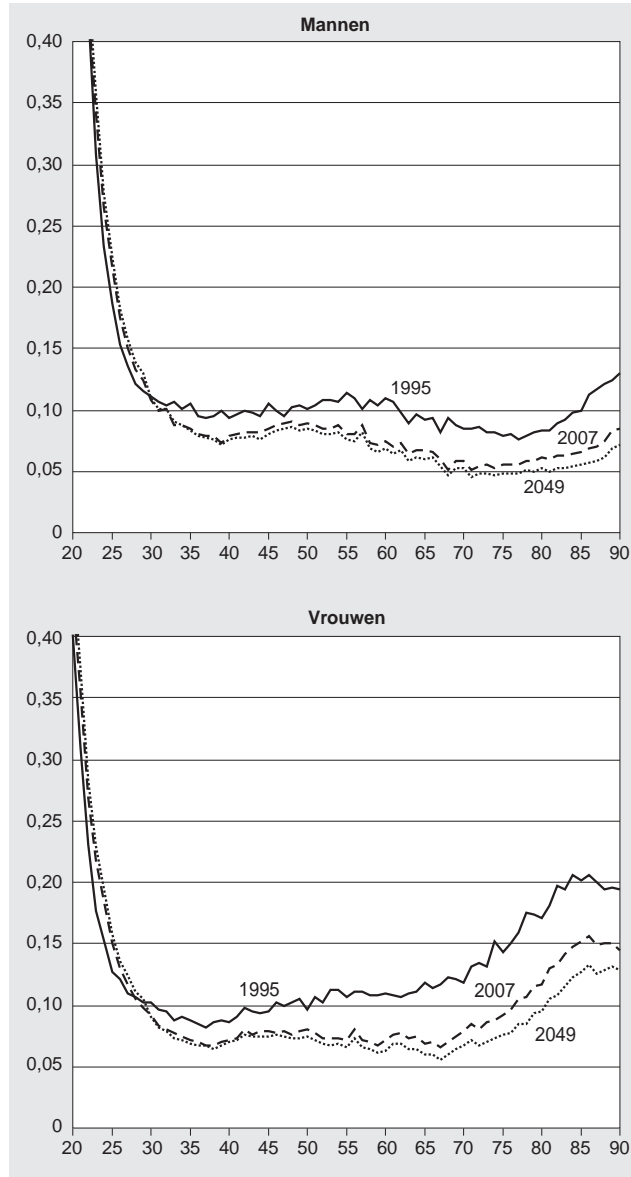


op de gehuwden zal lijken dan de nieuwe groep uit de periode 1996–2007. De scheidingsfrequenties voor de prognosejaren zijn bepaald met model (17), waarbij als startjaar 2007 is genomen en de parameters zijn ingesteld op  $\alpha_0 = 2,3$  en  $\alpha_1 = 2$ . Om de scheidingsfrequenties te berekenen is het nodig het aantal gehuwd en ongehuwd samenwonenden per prognosejaar te weten, maar deze zijn niet a priori bekend. Dit is opgelost door meerdere draaien van de prognose te maken, waarbij de inputwaarden voor de scheidingsfrequentie berekend worden op basis van de aantallen gehuwd en ongehuwd samenwonenden uit de voorgaande draai.

Bij de jongste leeftijden is de stijging van het scheidingsrisico voor ongehuwden nog enkele jaren doorgetrokken. Voor gescheiden en verweerd samenwonenden zijn de scheidingsfrequenties vastgehouden op de waarde van 2007. Daling van de scheiding door externe oorzaken is, zoals eerder besproken, bij deze groepen wel meege-  
nomen. Grafiek 18 toont de gestandaardiseerde schei-

dingskans voor niet-gehuwden in 1995, 2007 en 2049. De veronderstelde ontwikkeling vanaf 2007 is bescheiden vergeleken met die in de voorgaande jaren. Effectief daalt de scheidingsfrequentie voor niet-gehuwden sneller dan de gestandaardiseerde frequentie laat zien, omdat het aandeel niet-gehuwde paren met kinderen in de prognose nog verder toeneemt.

18. Waarnemingen/veronderstellingen scheidingsfrequentie niet-gehuwden



Voor gehuwde paren gaat scheiding door overlijden van de partner gepaard met een overgang naar de burgerlijke staat verweduwd. De frequentie voor deze burgerlijke staat-overgang wordt gemodelleerd volgens dezelfde methode als in de burgerlijke staat-prognose (13). Als de partner naar een instelling gaat, is er doorgaans geen sprake van een burgerlijke staat-overgang. De frequentie voor deze overgang wordt gemodelleerd met dezelfde methode als voor niet-gehuwde paren (12). De frequentie voor scheiding door andere oorzaken wordt constant verondersteld, wat consistent is met de veronderstelling voor de echtscheidingsfrequentie.

Effectief betekenen deze veronderstellingen een stijging van het scheidingsrisico bij de middelbare leeftijden. Het aandeel ongehuwd samenwonenden in die leeftijdsgroep neemt toe, en ongehuwd samenwonenden hebben hogere scheidingsfrequenties dan gehuwden. De stijging wordt enigszins gematigd door een veronderstelde gelijktijdige daling van de scheidingsfrequenties van ongehuwden. Bij de hogere leeftijden daalt het scheidingsrisico doordat het risico afneemt dat de partner overlijdt of naar een instelling gaat.

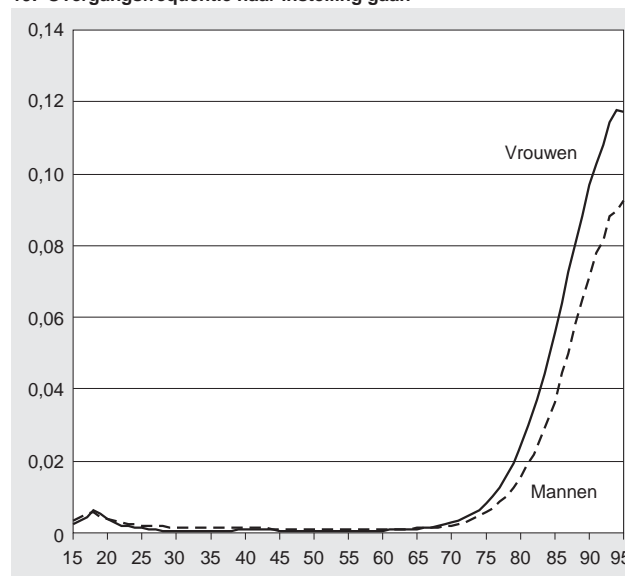
### 6.6 Verhuizen naar een instelling

Grafiek 19 toont de frequentie voor de overgang naar een instelling voor mannen en vrouwen. Voor tieners is de overgangsfrequentie ongeveer 5 op duizend. Tussen 25 en 65 jaar ligt het rond één op duizend, voor mannen iets hoger en voor vrouwen iets lager. Vanaf 65 jaar begint de frequentie snel op te lopen. Bij deze leeftijden gaat het voornamelijk om personen die in een verzorgings- of verpleeghuis worden opgenomen. De overgangsfrequentie voor vrouwen is hoger dan die voor mannen. Oudere mannen hebben vaker nog een partner dan vrouwen van dezelfde leeftijd. Dit komt door de hogere levensverwachting van vrouwen en doordat vrouwen doorgaans enkele jaren jonger zijn dan hun partner. Doordat mannen in meer gevallen nog een partner hebben die voor hen kan zorgen, zijn ze langer in staat zelfstandig te blijven wonen.

Personen die korter dan een jaar in een instelling verblijven, hoeven niet in de GBA op het adres van de instelling te worden ingeschreven. Hierdoor geven de huishoudensstatistieken een onderregistratie van het aantal instellingsbewoners. De prognose sluit aan bij de huishoudensstatistieken en geeft dus ook een onderschatting van het werkelijke aantal instellingsbewoners.

De overgangsfrequenties hangen sterk samen met de huishoudenspositie. Alleenstaanden hebben op 30–59-

19. Overgangsfrequentie naar instelling gaan

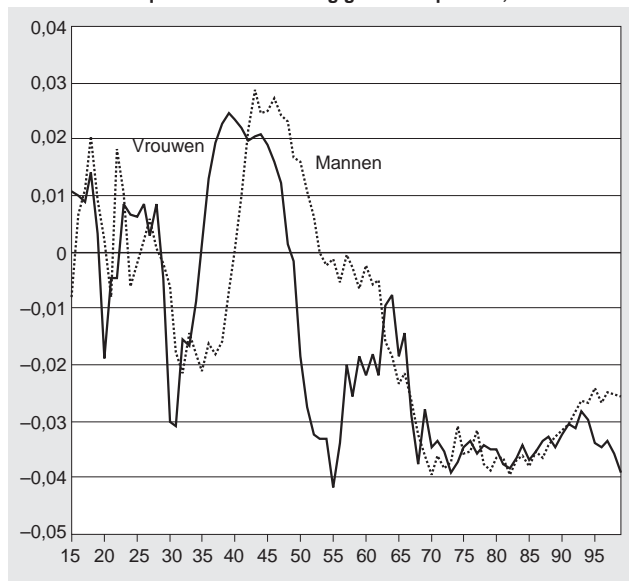




jarige leeftijd ongeveer tien keer zoveel kans om naar een instelling te gaan als samenwonenden. Bij 60-plussers is de kans voor alleenstaanden drie keer hoger dan voor samenwonenden bij mannen, en twee keer hoger bij vrouwen.

Ouderen blijven tot op steeds hogere leeftijd zelfstandig wonen. In de periode 1995–2007 is de frequentie voor de overgang naar instellingsbewoner voor 70-plussers jaarlijks met 3 tot 4 procent afgenomen (grafiek 20). Bij de vrouwen is er een daling vanaf een leeftijd van ongeveer 50 jaar, bij mannen vanaf 55 jaar. Op de middelbare leeftijden is de kans om in een instellingen in te stromen daarentegen toegenomen met 2 tot 3 procent per jaar.

20. Trend in frequentie naar instelling gaan over periode, 1995–2007



Meer dan bij de andere huishoudensposities wordt het aantal instellingsbewoners mede bepaald door beleid. Het aantal beschikbare plaatsen in instellingen heeft uiteraard veel invloed op het aantal instellingsbewoners. Ook keuzen die gemaakt worden in de gezondheidszorg, bijvoorbeeld om ouderen zoveel mogelijk in het eigen huis te verzorgen, beïnvloeden de ontwikkeling. Dit maakt het moeilijk om veronderstellingen voor de instroom naar instellingen op te stellen.

Er is voor gekozen de veronderstellingen voor de huishoudensprognose op basis van een eenvoudige extrapolatie te maken. Voor de ouderen wordt de dalende trend in de gestandaardiseerde instroomfrequentie vastgehouden tot 2020. Voor deze leeftijden sluit dat kwalitatief aan bij de veronderstellingen van de prognose van 2006, waarin de ontwikkeling in het aandeel instellingsbewoners tot dit jaar werd doorgetrokken. Voor de middelbare en jonge leeftijden worden de instroomfrequenties op het huidige niveau constant gehouden. Dit stemt niet overeen met de veronderstellingen van de prognose van 2006, waarin ook van een daling van het aandeel bij deze leeftijden werd uitgegaan.

Omdat de instroomfrequenties voor alleenstaanden en samenwonenden sterk verschillen, kunnen samenstellings-

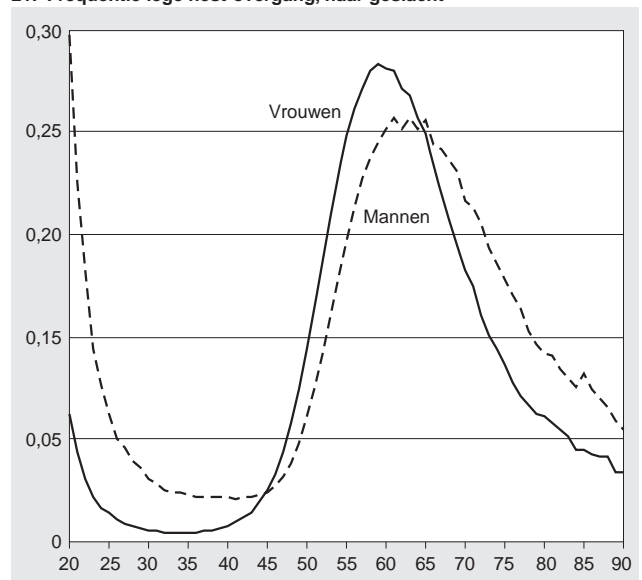
effecten veel invloed hebben op de uitkomsten voor de instellingsbewoners. Bij de middelbare leeftijden zorgt de stijging van het aandeel alleenstaanden voor een grotere instroom naar de instellingen. Bij de hogere leeftijden heeft de stijgende leeftijd bij verweduwing een neerwaartse invloed op de instroom naar instellingen.

### 6.7 Overgang naar lege nest fase

In de prognose worden ook veronderstellingen geformuleerd voor de 'lege nest'-overgang. Dit is de overgang vanuit de positie van ouder in een huishouden met thuiswonende kinderen naar lid van een huishouden zonder kinderen. In de meeste gevallen gaat het om de overgang van samenwonend met kind naar samenwonend zonder kind, of van eenouder naar alleenstaande. Doorgaans wordt de lege nest-overgang veroorzaakt doordat het laatste kind het huishouden verlaat. Daarnaast kan de overgang veroorzaakt worden doordat een paar met kinderen gaat scheiden, waarbij één van de partners zonder thuiswonende kinderen achterblijft.

Grafiek 21 toont de frequentie voor de overgang naar de lege nest-fase. De frequentie is hoog voor tieners en jonge twintigers. Dit hangt samen met de hoge scheidingsfrequenties bij deze leeftijden. Ook komt het bij zeer jonge ouders vaker voor dat het kind het huishouden verlaat om door anderen te worden opgevoed. Voor dertigers is de overgangsfrequentie laag. Ook bij deze leeftijden is scheiding de belangrijkste oorzaak voor de overgang. Rond de 40 jaar begint de overgangsfrequentie sterk op te lopen, om te pieken bij 59 jaar voor vrouwen en 61 jaar voor mannen. Deze piek hangt samen met het uit huis gaan van meerderjarige kinderen.

21. Frequentie lege nest-overgang, naar geslacht



In de afgelopen decennia is de leeftijd waarop vrouwen hun kinderen krijgen met een aantal jaren toegenomen. Hiermee samenhangend steeg ook de leeftijd waarop hun laatste kind uit huis ging. De stijging van de leeftijd bij

geboorte van het kind kwam pas rond de eeuwwisseling (vrijwel) tot stilstand. Aangezien de meeste kinderen als twintiger het ouderlijk huis verlaten, zal de leeftijd waarop de lege nest fase intreedt nog tot zeker in de jaren twintig van deze eeuw blijven stijgen.

We gebruiken een eenvoudig model om uit de (veronderstelde) ontwikkelingen in de vruchtbaarheidscijfers de tijdsafhankelijkheid van de overgang naar de lege nest-fase te schatten. De werkwijze sluit aan bij die van het dynamische macromodel waarmee de prognose van huishoudens naar kindertal wordt gemaakt (De Jong, 2000). Uit de rangspecifieke vruchtbaarheidscijfers wordt het kindertal van vrouwen berekend, gegeven hun leeftijd en geboortecohort. Uit de leeftijdsspecifieke kans voor kinderen om uit huis te gaan wordt berekend of de kinderen nog thuis bij de moeder wonen. Voor geboortecohorten die inmiddels de 50 gepasseerd zijn, zijn de vruchtbaarheidscijfers bepaald uit de waarnemingen. Voor de jongere cohorten gaat het geheel of gedeeltelijk om cijfers uit de CBS-bevolkingsprognose.

Het model gaat uit van de vereenvoudigende aanname dat de lege nest-fase begint wanneer het laatstgeboren kind van een vrouw uit huis gaat. Aangenomen wordt dat de leeftijd bij uit huis gaan niet afhangt van het rangnummer van het kind en ook niet van de leeftijd van de ouders.

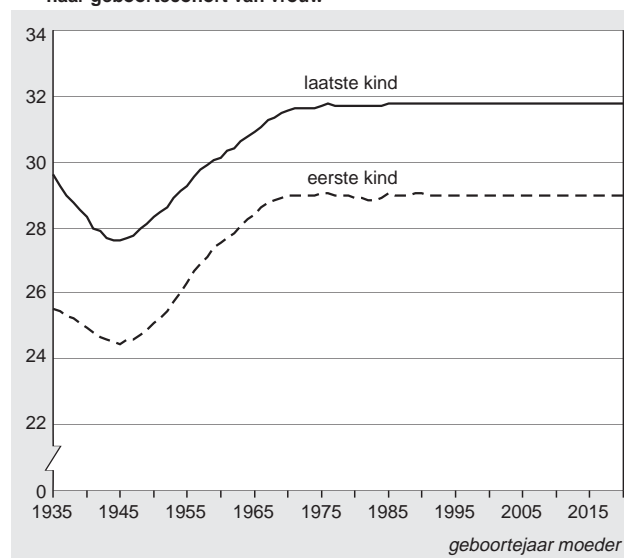
Als eerste stap wordt de kansverdeling  $P_{geb.laatste}(c,x)$  geschat voor de leeftijd  $x$  waarop moeders uit geboortecohort  $c$  hun laatste kind krijgen. De schatting gaat ervan uit dat voor vrouwen die  $i$  kinderen krijgen de verdeling van hun leeftijd bij de geboorte van het laatste kind overeenkomt met die van het rang  $i$  vruchtbaarheidscijfer. Voor vrouwen die 4 of meer kinderen krijgen wordt de leeftijdsverdeling van de vruchtbaarheidscijfers van rang 4+ gebruikt. Deze methode onderschat de gemiddelde leeftijd van de moeder bij de geboorte van het laatste kind. Bij een deel van de geboorten die bijdragen aan het rang 4+ vruchtbaarheidscijfer gaat het immers om kinderen die nog jongere broertjes of zusjes gaan krijgen. Bovendien krijgen moeders van kleinere gezinnen hun kinderen doorgaans op hogere leeftijd. Met dat effect is hier geen rekening gehouden. We passen het model echter alleen toe om de tijdsafhankelijkheid te bepalen van de leeftijd waarop het laatste kind uit huis gaat, en niet de exacte waarde.

Grafiek 22 toont de gemiddelde leeftijd waarop het eerste en laatste kind van vrouwen wordt geboren, naar geboortecohort van de vrouw. Voor vrouwen geboren in 1975 ligt de gemiddelde leeftijd waarop ze hun laatste kind krijgen naar verwachting 4 jaar hoger dan voor vrouwen geboren in 1945. De gemiddelde leeftijd waarop ze hun eerste kind krijgen ligt 4,5 jaar hoger. Het interval tussen eerste en laatste kind lijkt volgens deze schatting dus iets te zijn afgenomen.

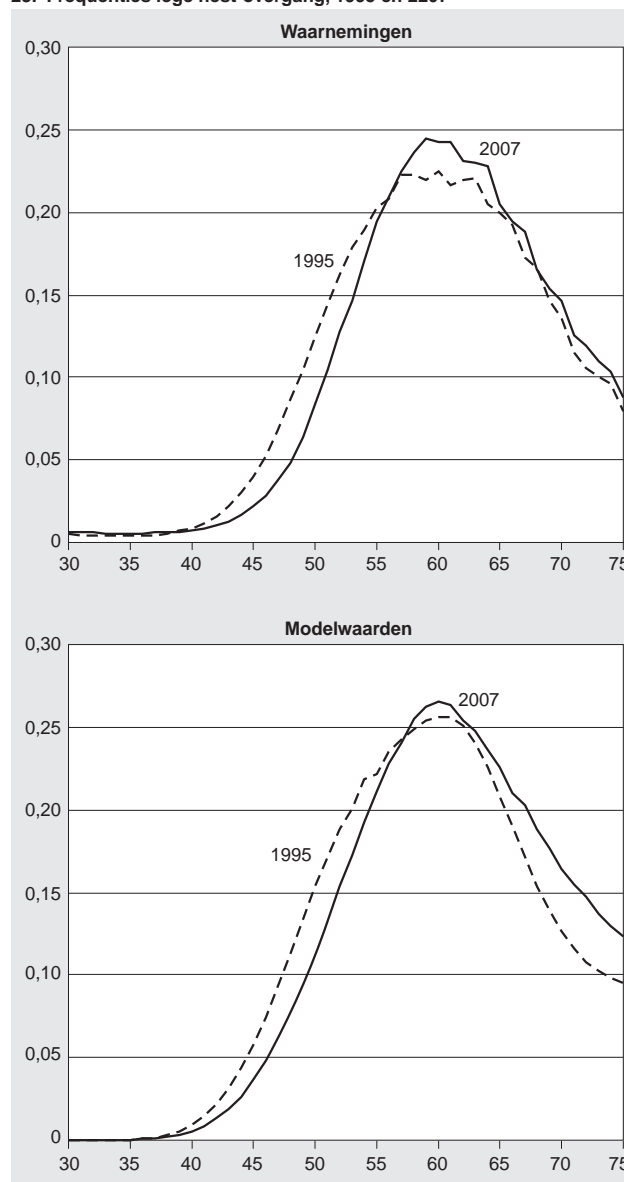
Op basis van de frequenties voor uit huis gaan en terugkeer naar het ouderlijk huis (paragraaf 6.3) wordt een tabelberekening opgesteld. Deze berekening geeft aan welk deel van de kinderen geboren in jaar  $j$  op leeftijd  $x$  thuis- en uitwonend is. Daarnaast geeft het aan welk deel van de kinderen uit dat jaar op leeftijd  $x$  uit huis gaat of naar huis terugkeert.

In combinatie met  $P_{geb.laatste}(c,x)$  kan hiermee de overgangsfrequentie worden geschat voor de gebeurtenis dat

22. Gemiddelde leeftijd vrouwen bij geboorte eerste en laatste kind, naar geboortecohort van vrouw



23. Frequenties lege nest-overgang, 1995 en 2007



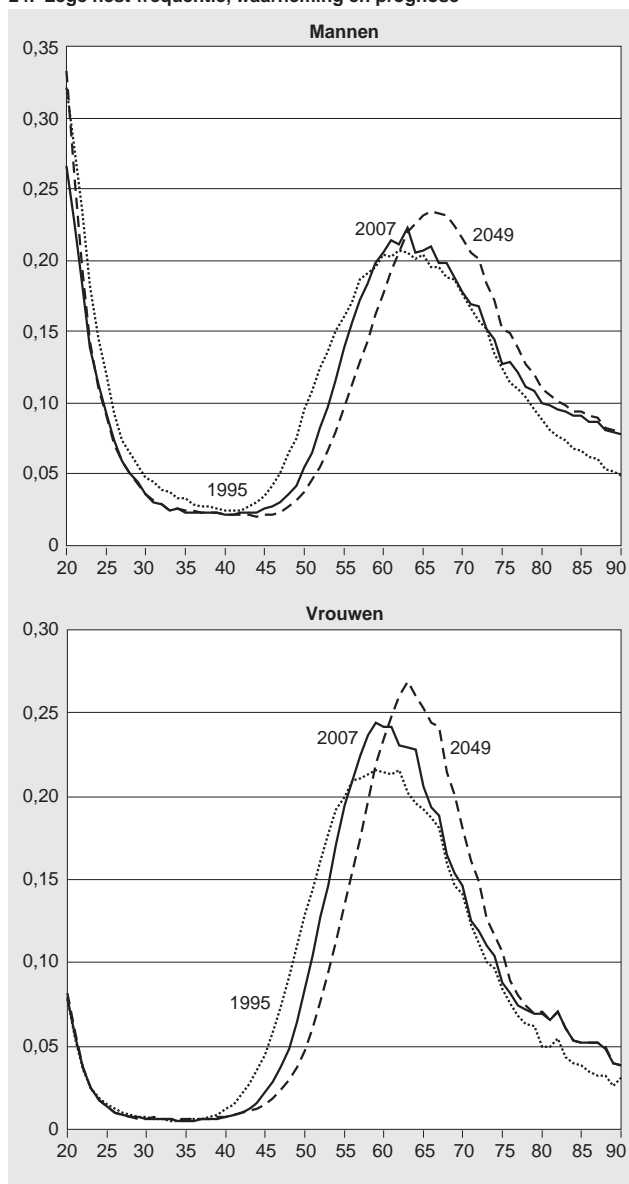
het laatstgeboren kind bij een moeder uit huis gaat, naar geboortecohort en leeftijd van de moeder. Dit vertalen we naar een overgangsfrequentie per kalenderjaar.

Grafiek 23 toont de waargenomen en berekende lege nest-frequentie voor vrouwen, gestandaardiseerd naar de bevolkingssamenstelling van 2007, voor 1995 en 2007. Het model geeft een goed beeld van de tijdsontwikkeling. Bij de leeftijden voorbij de piek begint het model slechter te werken.

Voor leeftijden tot 30 en boven de 80 jaar wordt de overgangsfrequentie bij vrouwen constant gehouden. Voor de tussenliggende leeftijden wordt de tijdsontwikkeling uit het model op de volgende wijze overgenomen:

$$R_{leeg-nest}(vrouw, x, j) = R_{leeg-nest}(vrouw, x - a(x - x_{piek}(j_0), j), j_0) \times \varphi(j)^{v(x)} \quad (19)$$

#### 24. Lege nest-frequentie, waarneming en prognose



De leeftijdsonafhankelijke factor  $\varphi(j)$  wordt bepaald uit de verandering in de hoogte van de maximale waarde ten opzichte van  $j_0$ . De leeftijdverschuiving  $a(x - x_{piek}(j_0), j)$  wordt voor leeftijden van 30 tot de leeftijd waar de overgangsfrequentie maximaal is ( $x_{piek}$ ) bepaald uit de waargenomen verschuiving in de modelcurve. Voor leeftijden boven  $x_{piek}$  wordt de tijdsafhankelijkheid geleidelijk uitgeschakeld. De verschuiving  $a$  wordt lineair afgebouwd en is gelijk aan nul vanaf 80-jarige leeftijd. De exponent  $v(x)$  loopt lineair terug van 1 bij  $x_{piek}(j)$  naar nul voor 80-plussers. Voor leeftijden onder de 30 is de exponent ook gelijk aan nul gesteld.

Voor mannen wordt de lege nest-frequentie onderscheiden in een deel dat verklaard wordt door de lege nest-frequentie van vrouwen en een resterend deel

$$R_{leeg-nest}(man, x, j) = \sum_x n_{samen}^{man}(x, x') R_{leeg-nest}(vrouw, x', j) + R_{rest}(man, x, j) \quad (20)$$

Het resterende deel wordt constant gehouden, het eerste deel erft de tijdsafhankelijkheid van de overgangsfrequentie voor vrouwen. Vergelijking (20) wordt voor gehuwde en niet-gehuwde mannen afzonderlijk toegepast. Hierbij worden de gescheiden en verweeduwde alleenstaande vaders tot de gehuwde mannen gerekend. Er wordt dus verondersteld dat het kind dat bij hen uit huis gaat bij hun voormalige echtgenote geboren is.

Grafiek 24 toont de veronderstelde gestandaardiseerde overgangsfrequenties voor mannen en vrouwen. Tussen 2007 en 2049 verschuift de piek in de overgang 3 à 4 jaar naar boven.

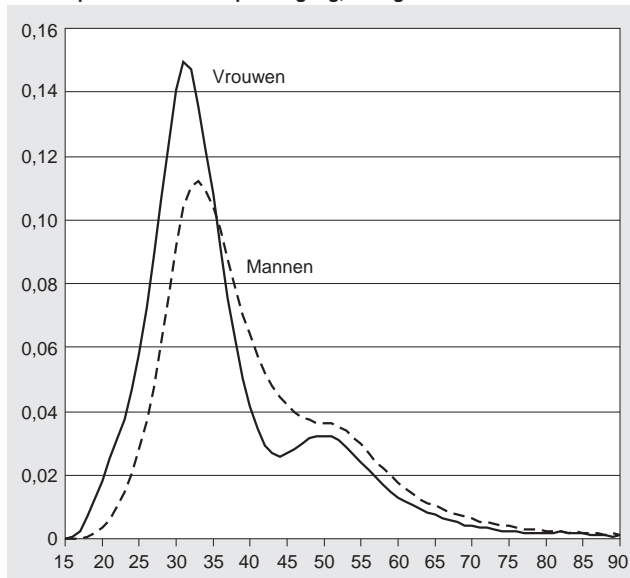
#### 6.8 Ouderschapsovergang

De ouderschapsovergang is het omgekeerde van de lege nest-overgang (paragraaf 6.7). Het is de overgang naar de positie van ouder in een huishouden met kinderen. Grafiek 25 toont de gemiddelde frequentie voor de jaren 2000–2007. Het leeftijdspatroon wordt gekenmerkt door een piek rond de 30 en een hobbel rond de 50 jaar. De piek hangt samen met de geboorte van het eerste kind. De hobbel wordt veroorzaakt doordat kinderen terugkeren op het lege nest, dus nadat alle eventuele broers en zussen het ouderlijk huis al verlaten hebben.

Grafiek 26 toont de frequentie voor de ouderschapsovergang voor vrouwen in 1995 en 2007. Voor 1995 wordt ook de frequentie getoond gestandaardiseerd naar de bevolkingssamenstelling in 2007. De ongestandaardiseerde frequenties van 1995 op 2007 verschillen doordat de boomerangkind-hobbel naar rechts is verschoven. Ook is het rang 1 vruchtbaarheidscijfer iets toegenomen, wat zichtbaar is in het verloop bij de dertigers.

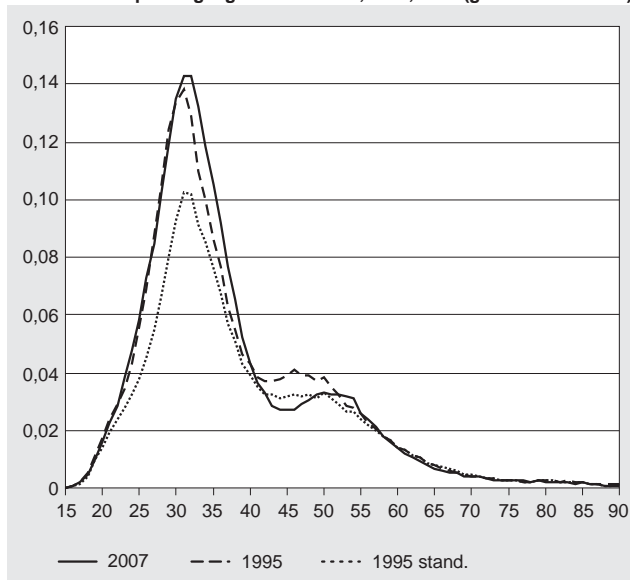
De gestandaardiseerde overgangsfrequentie voor 1995 ligt over de hele linie lager dan de ongestandaardiseerde. Dit

25. Frequentie ouderschapsovergang, naar geslacht



komt doordat het vruchtbaarheidscijfer voor niet-gehuwde vrouwen in 1995 veel lager was dan in 2007. Sinds 1995 is het aandeel niet-gehuwde vrouwen in de bevolking toegenomen. Hoewel niet-gehuwde vrouwen beduidend lagere vruchtbaarheidscijfers hebben dan gehuwde, leidde dit niet tot een daling van de totale vruchtbaarheid. De vrouwen die kozen voor niet-gehuwd in plaats van gehuwd samenwonen, namen hun hogere vruchtbaarheid mee, waardoor de vruchtbaarheid van het niet-gehuwde deel van de bevolking steeg en dat van de totale bevolking niet afnam.

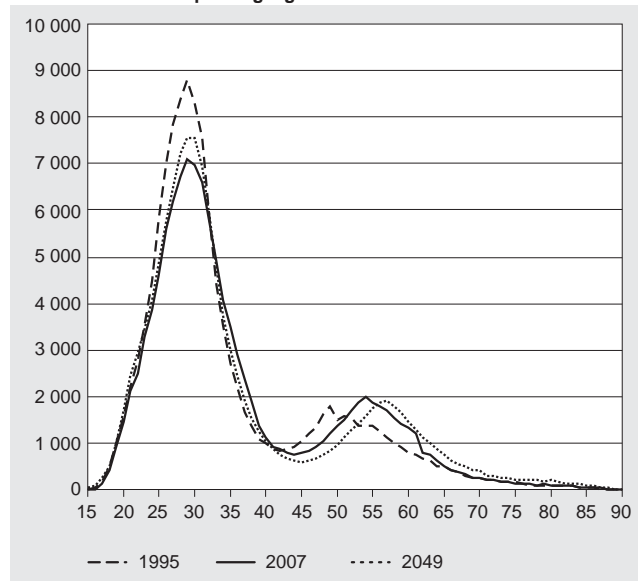
26. Ouderschapsovergang vrouwen 2007, 1995, 1995 (gestandaardiseerd)



In de prognose wordt verondersteld dat dit ook in de toekomst gaat gebeuren. De verdere toename van het aantal ongehuwd samenwonende vrouwen, als gevolg van de dalende eerste huwelijkskans, zal samengaan met een verdere stijging van de vruchtbaarheid van deze groep. We modelleren dit door bij de ouderschapsovergang veronder-

stellingen te maken over het aantal overgangen naar leeftijd van de moeder, ongeacht haar huishoudenspositie of burgerlijke staat. Dit aantal kan à priori worden uitgerekend. Het aantal geboorten van eerste kinderen naar leeftijd van de moeder is bekend uit de bevolkingsprognose. Het aantal naar een leeg nest terugkerende kinderen, naar leeftijd van de moeder, kan geschat worden met behulp van het model dat in de vorige paragraaf is besproken. Omdat de schatting niet perfect is, wordt geijkt aan het waargenomen aantal overgangen in 2007. Grafiek 27 toont het aantal overgangen naar leeftijd van de vrouw voor 1995, 2007 en 2049.

27. Aantal ouderschapsovergangen vrouwen



Via het consistentiemechanisme van LIPRO worden de overgangsfrequenties gedurende de simulatie zo aangepast dat het aantal overgangen per leeftijd van de vrouw overeenkomt met de veronderstellingen. Daarbij worden de overgangsfrequenties van gehuwde vrouwen ongewijzigd gelaten. Deze procedure zorgt voor een stijging van de overgangsfrequenties bij de niet-gehuwde vrouwen.

Het aantal overgangen van samenwonend zonder kind naar samenwonend met kind wordt voor mannen consistent gemaakt met het aantal bij vrouwen. Dit gebeurt voor gehuwden en niet-gehuwden afzonderlijk, omdat de kansverdeling voor het leeftijdsverschil tussen de partners bij niet-gehuwden anders is dan bij gehuwden. Er worden een aantal draaien van de prognose gemaakt. Het aantal overgangen voor mannen, naar leeftijd en burgerlijke staat, wordt steeds uitgerekend uit het aantal overgangen bij vrouwen uit de voorgaande draai (naar leeftijd en burgerlijke staat).

7. Consistentie tussen de geslachten

In het voorgaande is het consistentie-algoritme van LIPRO al een paar keer genoemd. Het algoritme wordt in de prognose gebruikt om het aantal sterfgevallen te laten



overeenstemmen met dat uit de bevolkingsprognose (paragraaf 5.2) en om het aantal ouderschapsovergangen consistent te maken met het aantal eerste geboorten volgens de bevolkingsprognose (paragraaf 6.8). Daarnaast wordt het algoritme gebruikt om het aantal gehuwde en samenwonende mannen en vrouwen in de pas te laten lopen. Het corrigeert bij deze toepassing voor fouten in de inputfrequenties die tot een inconsistentie tussen de overgangen voor mannen en vrouwen leiden. De fouten kunnen het gevolg zijn van 'ruis' in de gegevens waaruit de inputfrequenties zijn geschat, of door benaderingen die bij het opstellen van de veronderstellingen zijn gebruikt.

Hieronder wordt ingegaan op de verschillen in stromen tussen mannen en vrouwen zoals die in de waarnemingen te vinden zijn. Vervolgens wordt besproken welke consistentieregels in de prognose worden opgelegd.

### 7.1 Vorming en ontbinding van paren

*Staat 2* geeft een overzicht van de in- en uitstroom uit de huishoudenspositie 'samenwonend' in de jaren 1995–2007. Het aantal overgangen van niet-samenwonend naar samenwonend ligt voor mannen hoger dan voor vrouwen. Voor een deel komt dit doordat mannen vaker dan vrouwen een partner uit het buitenland hebben. Hierdoor is de instroom van immigranten naar de positie samenwonend voor vrouwen hoger dan voor mannen. Als immigratie (inclusief overige correcties) wordt meegenomen, resteert nog een verschil van circa 12 duizend meer mannen dan vrouwen die per jaar in de positie samenwonend instromen.

Mannen ondergaan minder overgangen van samenwonend naar niet-samenwonend dan vrouwen. Dit komt vooral doordat vrouwen vaker hun partner verliezen door sterfte: de uitstroom van samenwonend naar overleden is voor mannen ruim twee keer hoger dan voor vrouwen. Ook de uitstroom uit samenwonend door emigratie is voor mannen hoger dan voor vrouwen. Tezamen genomen komt de uitstroom uit samenwonend hierdoor voor mannen ongeveer 11 duizend hoger uit dan voor vrouwen.

Het resterende verschil in de netto instroom naar samenwonend is ongeveer 700 mannen per jaar. Dit verschil resulteert in een toename van het verschil in het aantal samenwonende mannen en vrouwen. In 1995 waren er 7 duizend meer samenwonende mannen dan vrouwen. Dit liep op tot 15 duizend in 2002 en is daarna stabiel gebleven (*staat 3*). Het verschil wordt veroorzaakt doordat er meer paren zijn die uit twee mannen bestaan dan paren die uit twee vrouwen bestaan. Van de samenwonende mannen heeft 1,8 procent een mannelijke partner, van de samenwonende vrouwen heeft 1,5 procent een vrouwelijke partner (*staat 4*).

In 2000 bestond ongeveer 15 procent van de paren die volgens het huishoudensregister uit elkaar gingen uit personen van gelijk geslacht (Steenhof en Harmsen, 2002a). In 60 procent van de gevallen ging het hierbij om paren van twee mannen. Omdat slechts zo'n 1,5% van de paren

in het register van gelijk geslacht is, betekent dit dat de ontbindingskans van de paren zeer groot is. Ook de vormingskans van de paren is naar verhouding zeer groot. Veel van de huishoudens met twee personen van gelijk geslacht worden gevormd door twintigers. Bij deze groep gaat het waarschijnlijk vaak om personen die om praktische redenen een gezamenlijk huishouden vormen, zonder dat sprake is van een intieme relatie (Steenhof en Harmsen, 2002b). Dit verklaart de hoge scheidings- en vormingskansen. Van de 60 duizend paren van gelijk geslacht in 2000 ging het naar schatting om 47 duizend 'echte' samenwoners.

De discrepanties in de stromen van mannen en vrouwen in *staat 2* worden vooral veroorzaakt door het feit dat er meer mannelijke dan vrouwelijke paren van gelijk geslacht zijn. Daarnaast kan het voorkomen dat bij het uiteenvallen van een heteropaar één van de partners direct weer gaat samenwonen, terwijl de andere eerst een tijd alleenstaand is en dan weer gaat samenwonen. In zo'n geval is er een in- en uitstroomgebeurtenis voor de ene partner en geen huishoudensovergang voor de andere. Ook dit soort processen kunnen voor een verschil in de stromen van mannen en vrouwen zorgen.

Het prognosemodel kent consistentieregels om te zorgen dat de netto stroom naar de positie samenwonend voor mannen en vrouwen gedurende de prognoseperiode gelijk blijft. Er wordt geen poging gedaan om de in- en uitstroom voor mannen en vrouwen gelijk te trekken, omdat die aantallen ook bij een perfecte schatting van het aantal overgangen niet gelijk zouden zijn. Deze regel komt neer op de aanname dat het verschil tussen het aantal mannelijke en vrouwelijk homoparen constant blijft.

De regels hebben de vorm

$$E_{\text{niet-samen, samen}}(\text{man}) - E_{\text{niet-samen, samen}}(\text{vrouw}) = E_{\text{immigrant, samen}}(\text{vrouw}) - E_{\text{emigrant, samen}}(\text{vrouw}) - E_{\text{immigrant, samen}}(\text{man}) + E_{\text{emigrant, samen}}(\text{man}) + C,$$

$$E_{\text{samen, niet-samen}}(\text{man}) - E_{\text{samen, niet-samen}}(\text{vrouw}) = E_{\text{samen, overleden}}(\text{vrouw}) - E_{\text{samen, overleden}}(\text{man}) + C,$$

waarbij  $E_{ab}$  het aantal overgangen van toestand a naar toestand b is. De constante  $C$  wordt bepaald uit de waarnemingen.

**Staat 2**  
Stromen van/naar samenwonend 1995–2007, gemiddeld per jaar

	Man	Vrouw	Vershil
Niet-samen naar samen	203 029	188 337	14 692
Immigrant <sup>1)</sup> naar samen	19 361	22 146	-2 785
Totaal naar samen	222 390	210 483	11 907
Samen naar niet-samen	150 800	163 982	-13 182
Samen naar emigrant <sup>2)</sup>	17 793	14 781	3 012
Samen naar overleden	38 109	16 703	21 406
Totaal vanuit samen	206 702	195 466	11 236
Netto instroom samen	15 688	15 017	671

<sup>1)</sup> Inclusief overige correcties.

<sup>2)</sup> Inclusief saldo administratieve correcties.

**Staat 3**  
Standen samenwonenden, 1995, 2008

	Man	Vrouw	Vershil
1995	3 958 539	3 951 770	6 769
2008	4 162 489	4 146 993	15 496

**Staat 4**  
Samenwoners: percentage met partner van gelijk geslacht, 2007

	Niet-gehuwd	Gehuwd	Totaal
	%		
Man	8,0	0,4	1,8
Vrouw	6,3	0,4	1,5

## 7.2 Huwelijken, echtscheidingen en verduwelingen

Staat 5 geeft een overzicht van het aantal huwelijken naar geslacht van de partners en van het aantal gehuwde mannen en vrouwen. Voor zowel mannen als vrouwen is het aantal huwende personen lager dan op grond van het aantal huwelijken zou worden verwacht. Het verschil wordt veroorzaakt door personen die trouwen met een niet in Nederland geregistreerde partner. Per jaar trouwen er ongeveer 3 duizend niet in Nederland geregistreerde mannen met een in Nederland geregistreerde partner, en ongeveer 4,5 duizend niet-geregistreerde vrouwen. Het verschil in het aantal huwende mannen en vrouwen wordt hier bijna volledig door veroorzaakt. Het aantal homo-huwelijken is laag, en het gaat daarbij bijna even vaak om vrouwelijke als om mannelijke partners.

Staat 6 geeft hetzelfde overzicht, maar dan voor echtscheidingen. Het komt voor dat bij een echtscheiding één van beide partners Nederland inmiddels heeft verlaten. Het aantal gescheiden mannen ligt hierdoor jaarlijks circa duizend lager dan het aantal gescheiden vrouwen.

Het jaarlijkse aantal verduwde personen volgens het register komt exact overeen met het jaarlijks aantal overleden gehuwde personen van het andere geslacht. Als een naar het buitenland geëmigreerde partner overlijdt, wordt dit niet in Nederland geregistreerd en wordt ook de burgerlijke staat van de achtergebleven partner niet gewijzigd. Er is hierdoor dus een kleine onderregistratie van het aantal

**Staat 5**  
Huwelijken en huwende personen, 2004–2007

Aantal huwelijken per jaar		man/vrouw	
man/man	vrouw/vrouw		
71 404	598	638	
Aantal gehuwde personen per jaar		verschil	
man	vrouw		
70 034	68 821	1 213	
Niet-geregistreerde huwelijkspartners per jaar		verschil	
man	vrouw		
2 566	3 859	-1 294	

verduwden. Verduwing van homo-echtparen speelt nog geen rol, omdat het homohuwelijk pas sinds 2001 mogelijk is. Op den duur zal er hierdoor wel een verschil ontstaan.

**Staat 6**  
Echtscheidingen en scheidende personen, 2004–2007

Aantal echtscheidingen per jaar		man/vrouw	
man/man	vrouw/vrouw		
31 576	31	73	
Aantal gescheiden personen per jaar		verschil	
man	vrouw		
29 675	30 586	-912	
Niet-geregistreerde gescheiden personen per jaar		verschil	
man	vrouw		
1 964	1 136	828	

Staat 7 toont de stromen van en naar de gehuwde staat over de periode 1996–2007. De geslachtsverschillen in het aantal huwenden en van echt scheidenden leiden er niet toe dat de aantallen gehuwde mannen en vrouwen op de langere duur uit elkaar gaan lopen. Wanneer iemand trouwt met een niet in Nederland geregistreerde persoon, zal doorgaans óf de partner zich op korte termijn in Nederland inschrijven, óf men zal zelf emigreren. Wanneer één van de partners in een echtscheiding niet in Nederland is ingeschreven, zal die partner vóór de echtscheiding uit Nederland zijn geëmigreerd, of de in Nederland wonende partner is als gehuwde geëmigreerd en daarna gescheiden. De geslachtsverschillen in het aantal huwenden en scheidenden worden daardoor gecompenseerd door de geslachtsverschillen in het aantal immi- en emigranten.

De volgende consistentieregels worden gebruikt om de burgerlijke staat-overgangen voor mannen en vrouwen te laten sporen:

$$E_{\text{niet-gehuwd,gehuwd}}(\text{man}) - E_{\text{niet-gehuwd,gehuwd}}(\text{vrouw}) = E_{\text{immigrant,gehuwd}}(\text{vrouw}) - E_{\text{gehuwd,emigrant}}(\text{vrouw}) - E_{\text{immigrant,gehuwd}}(\text{man}) + E_{\text{gehuwd,emigrant}}(\text{man}) + K,$$

$$E_{\text{gehuwd, gescheiden}}(\text{man}) - E_{\text{gehuwd, gescheiden}}(\text{vrouw}) = K,$$

$$E_{\text{gehuwd,verduwd}}(\text{man}) = E_{\text{gehuwd,overleden}}(\text{vrouw}),$$

$$E_{\text{gehuwd,verduwd}}(\text{vrouw}) = E_{\text{gehuwd,overleden}}(\text{man}).$$

**Staat 7**  
Stromen per jaar van/naar gehuwd, 1996–2007

	Man	Vrouw	Vershil
Huwelijken	73 072	71 881	1 192
Immigratie <sup>1)</sup>	25 614	25 837	-223
Totaal	98 686	97 718	968
Echtscheidingen	33 434	34 290	-856
Emigratie <sup>2)</sup>	14 465	12 601	1 864
Totaal	47 899	46 890	1 009
Verduwing	17 584	40 038	-22 454
Overlijden	40 038	17 584	22 454

<sup>1)</sup> Inclusief overige correcties.

<sup>2)</sup> Inclusief saldo administratieve correcties.

Omdat het aantal homo-echtparen relatief klein is en het om een ongeveer gelijk aantal mannen- en vrouwenparen gaat, wordt verondersteld dat blijft gelden dat het aantal verweeduwde mannen gelijk is aan het aantal overleden gehuwde vrouwen en vice versa.

## Literatuur

- Beer, J. de, A. de Jong, W. van Hoorn en J. Latten, 1992, Nationale huishoudensprognose 1992. Maandstatistiek van de Bevolking 40(7), blz. 28–46.
- CBS, 2005, Toen en nu: conjunctuur en huwelijk. Bevolkingstrends 53(3), blz. 9.
- Duin, C. van, 2007a, Huishoudensprognose 2006–2050: huishoudens naar herkomstgroep. Bevolkingstrends 55(3), blz. 54–65.
- Duin, C. van, 2007b, Huishoudensprognose 2006–2050: veronderstellingen over burgerlijke staat en huishoudenspositie. Bevolkingstrends 55(2), blz. 39–52.
- Duin, C. van, 2009, Bevolkingsprognose 2008–2050: naar 17,5 miljoen inwoners. Bevolkingstrends 57(1), blz. 15–22.
- Graaf, A. de, 2004, Jongeren eerder uit huis. CBS-webmagazine 28 juni 2004.
- Harmsen, C. and A. Israëls, 2003, Register based household statistics. Paper for the European Population Conference 2003, 26–30 August 2003.
- Heida, H. en H. Gordijn, 1985, Het PRIMOS-huishoudensmodel: analyse en prognose van de huishoudensontwikkeling in Nederland. Ministerie van Volksgezondheid, Ruimtelijke Ordening en Milieubeheer, Den Haag.
- Imhoff, E. van, and N. Keilman, 1991, LIPRO 2.0: An application of a dynamic demographic projection model to household structure in the Netherlands. Swets and Zeitlinger, Amsterdam.
- Jong, A. de, en J. de Beer, 2001, Het huishoudensprognosemodel. Maandstatistiek van de Bevolking 49(7), blz. 16–20.
- Jong, A. de, 1994, A macrosimulation model for projecting households by size. Working paper no. 34, ECE/Eurostat joint worksession on demographic projections, 1–4 June 1994.
- Jong, A. de, M. Alders, P. Feijten, P. Visser, I. Deerenberg, M. van Huis en D. Leering, 2005, Achtergronden en veronderstellingen bij het model PEARL. NAI Uitgevers, Rotterdam.
- Jong, A. de, P. Feijten, C. de Groot, C. Harmsen, M. van Huis en F. Vernooij, 2007, Regionale huishoudensdynamiek. NAI Uitgevers, Rotterdam.
- Keilman, N., A. Kuijsten en A. Vossen, 1988, Modelling household formation and dissolution. Clarendon Press, Oxford.
- Koskinen, E., K. Joutsenniemi, T. Martelin en P. Martikaine, 2007, Mortality differences according to living arrangements. International Journal of Epidemiology 36(6), blz.1255–1264.
- Latten, J. en W. van Dijk, 2007, Conjuncturele opleving stimuleert aantal huwelijken. CBS-webmagazine 5 februari 2007.
- Lund, R., P. Due, J. Modvig, B.E. Holstein, M.T. Damsgaard en P.K. Andersen, 2002, Cohabitation and marital status as predictors of mortality – an eight year follow-up study. Social Science and Medicine 55(4), blz. 673–679.
- Schoen, R., 1988, Modelling multigroup populations. Plenum Press, New York.
- Steenhof, L. en C. Harmsen, 2002a, Ex-samenwoners. Maandstatistiek van de Bevolking 50(3), blz. 17–20.
- Steenhof, L. en C. Harmsen, 2002b, Samenwoners van gelijk geslacht. Maandstatistiek van de Bevolking 50(5), blz. 4–6.
- Willekens, F., J. de Beer en N. van de Gaag, 2005, MicMac – From demographic to biographic forecasting. Joint EUROSTAT-ECE workshop on demographic projections, September 21–23 2005, Vienna, Austria.
- Witvliet, H., 2002, Huishoudensovergangen – gecorrigeerde tellingen en overgangskansen. Intern rapport. CBS, Voorburg.