

# Hertrouw in Nederland

## Sociaal-demografische determinanten van gehuwd en ongehuwd samenwonen na echtscheiding

Wilfred Uunk<sup>1</sup>

### Summary

#### *Remarriage in the Netherlands*

#### *Sociodemographic determinants of married and unmarried cohabitation after divorce*

*In this study we investigate the occurrence, timing and sociodemographic determinants of married and unmarried cohabitation after divorce in the Netherlands between 1970 and 1995. Event history analyses of life course data from two nationally representative household surveys show that remarriage occurs often and rather quickly after marital break-up. Remarriage chances strongly depend on demographic correlates: men, younger divorcees, divorcees in the nineties and eighties, and divorcees with children from first marriages have significantly higher chances of remarriage than other groups. Socioeconomic correlates matter less: although divorcees with a paid job and a higher job status remarry more often and more quickly than do jobless people or people with a lower status, remarriage chances do not covary with education.*

### 1. Inleiding

Echtscheiding gaat vaak gepaard met negatieve economische, sociale en emotionele gevolgen voor de betrokkenen. In vergelijking tot de situatie tijdens het huwelijk gaan veel gescheiden personen (vooral vrouwen) er in inkomen op achteruit (CBS, 1993), verliest een deel van de gescheidenen sociale contacten (Broese van Groenou, 1991; Van Tilburg, 1989) en leidt een aanzienlijk aantal gescheiden personen onder depressieve gevoelens (Bracke, 1998). Hoewel de ernst van de gevolgen van echtscheiding vaak groot is, hoeven de consequenties geenszins permanent te zijn. Gescheiden personen kunnen er na verloop van tijd weer 'bovenop' komen. Ze kunnen deelnemen aan nieuwe activiteiten en nieuwe contacten aangaan. Een mogelijk belangrijke verandering in het leven van gescheidenen vormt het gaan samenwonen met een nieuwe partner. Dit verschijnsel, dat we in het kort aanduiden met 'hertrouw', staat in onderhavige studie centraal. We onderzoeken (a) in welke mate hertrouw onder gescheiden personen voorkomt, (b) hoe snel gescheidenen na beëindiging van hun eerste huwelijk met een nieuwe partner gehuwd of ongehuwd gaan samenwonen, en (c) wat de invloed is van sociaal-

demografische kenmerken zoals sekse, tijdsduur sinds scheiding, scheidingsleeftijd, kinderen, historische periode, beroepsstatus en opleidingsniveau op de kans van hertrouw.

In een aantal landen is onderzoek verricht naar de sociaal-demografische determinanten van hertrouw (voor België: Matthijs, 1987; voor Canada: Wu & Balakrishnan, 1994; voor Duitsland: Klein, 1990; voor de Verenigde Staten: Becker, Landes & Michael, 1977; Bumpass, Sweet & Martin, 1990; Gurak & Dean, 1979; Smock, 1990; Spanier & Glick, 1980; Sweet, 1973; Wolf & MacDonald, 1979). Bijna zonder uitzondering is gevonden dat mannen sneller en in grotere aantallen hertrouwen dan vrouwen. Andere demografische kenmerken, zoals de duur van het eerste huwelijk en de leeftijd bij scheiding, hebben eveneens een belangrijke invloed op de hertrouwkansen. Personen die kort zijn gehuwd of op jonge leeftijd zijn gescheiden, hertrouwen aanmerkelijk sneller en in grotere aantallen dan andere personen.<sup>2</sup> Over de invloed van de aanwezigheid van kinderen op hertrouwkansen bestaat minder eenduidigheid in de onderzoeksliteratuur. Amerikaans onderzoek laat zien dat gescheiden vrouwen zonder kinderen grotere hertrouwkansen hebben dan gescheiden vrouwen met kinderen (Becker et al., 1977; Smock, 1990; Spanier et al., 1980), terwijl Duits onderzoek het omgekeerde aantoonde (Klein, 1990). Sociaal-economische kenmerken zoals opleidingsniveau, beroepsstatus en inkomen hebben voor mannen in het algemeen een positieve invloed op hertrouwkansen, maar voor vrouwen hebben deze kenmerken doorgaans geen effect (zie bijvoorbeeld Bumpass et al., 1990; Klein, 1990; Matthijs, 1987).

In Nederland is onderzoek naar hertrouw schaars. Markant genoeg is er over dit onderwerp meer bekend voor de negentiende eeuw dan voor de twintigste eeuw. Van Poppel (1992) reconstrueerde aan de hand van gegevens uit bevolkingsregisters, huwelijks- en echtscheidingsaktes, de levensloop van verweduwd en gescheiden personen in een drietal Nederlandse steden (Breda, Den Haag, en Gouda) gedurende de tweede helft van de negentiende eeuw. De analyses laten zien dat mannen en op oudere leeftijd gescheiden personen sneller hertrouwen dan vrouwen of op jongere leeftijd gescheiden personen. Sociaal-demografische factoren zoals de periode van scheiding, kerkelijke gezindte, het leeftijdsverschil tussen de ex-partners, de beroepsklasse van de man, geboorteregio, het kindertal en de leeftijd van kinderen bleken geen of slechts een geringe invloed te hebben. Voor de twintigste eeuw bestaat er in Nederland geen gelijksoortige studie. De belangrijkste informatie omtrent hertrouw komt vooralsnog uit huwelijksaktes zoals die door het Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) worden verzameld, verwerkt en gerapporteerd. Op overlevingstafels gebaseerde projecties laten zien dat gemiddeld 60% van de gescheiden mannen en 40% van de gescheiden vrouwen in de periode 1975-1990 hertrouwt (Prins & Levering, 1992). De hertrouwkansen nemen af met de leeftijd en vertonen een lichte historische variatie, namelijk een daling tussen 1975 en 1985 en een stijging tussen 1985 en 1990.

Als we de stand van onderzoek opmaken, dan blijken er duidelijke lacunes te bestaan in de kennis omtrent hertrouw in onze samenleving. Ten eerste weten we niet hoe vaak ongetrouwd samenwonen na echtscheiding voorkomt (zie ook Wu et al., 1994). De recente cijfers voor Nederland hebben alleen betrekking op tweede huwelijken en niet op samenwoningrelaties na echtscheiding. Dit is een belangrijke nalatigheid omdat het ongetrouwd gaan samenwonen een

eventueel belangrijke verandering vormt in het leven van gescheiden personen. Als alleen naar de datum van de sluiting van het tweede huwelijk wordt gekeken en niet naar het tijdstip van samenwonen, dan wordt bovendien de tijdsduur van alleenstaand gescheiden leven overschat. Ten tweede weten we niet precies hoe lang hertrouwde personen er na beëindiging van hun eerste huwelijk over hebben gedaan opnieuw gehuwd of ongehuwd samen te wonen. De statistieken van het CBS houden weliswaar rekening met de huidige leeftijd van gescheiden personen, maar geven geen uitsluitsel over de duur van alleenstaand gescheiden leven omdat de scheidingsleeftijd onbekend is. De eerder aangehaalde buitenlandse literatuur heeft aangetoond dat het belangrijk is om naar de scheidingsduur te kijken omdat hertrouwkansen in sterke mate hiervan afhangen. Vlak na scheiding zijn die kansen hoog, daarna dalen ze aanzienlijk. Ten derde weten we evenmin wat de invloed is van sociaal-demografische en sociaal-economische factoren. In het buitenlands onderzoek en in het historisch onderzoek van Van Poppel bleken kenmerken zoals sekse, tijdsduur sinds scheiding, scheidingsleeftijd, kinderen, beroepsstatus, en opleidingsniveau in meer of mindere mate belangrijke determinanten van hertrouw te zijn.

In dit artikel proberen we bovengenoemde leemtes op te vullen. We bestuderen zowel de frequentie, snelheid, als sociaal-demografische determinanten van gehuwd en ongehuwd samenwonen na echtscheiding. De gegevens die we analyseren hebben betrekking op scheidingsvormen van eerste huwelijken in de periode 1970-1995. Andere vormen van hertrouw, zoals gehuwd of ongehuwd samenwonen na verweduwing, hertrouw na beëindiging van een samenwoonrelatie, en derde en latere huwelijken en/of samenwoonrelaties, laten we buiten beschouwing. Enerzijds komen deze andere vormen van hertrouw te weinig in onze gegevens voor om op een zinvolle wijze te analyseren. Anderzijds zou de invloed van sociaal-demografische kenmerken kunnen variëren tussen de verscheidene vormen van hertrouw. Uit Amerikaans onderzoek (Spanier et al., 1980; Sweet, 1973) is bijvoorbeeld bekend dat hertrouw na echtscheiding veel sneller en in grotere omvang plaatsvindt dan hertrouw na verweduwing.

## 2. Hypothesen

Studies naar hertrouw zijn voornamelijk beschrijvend van aard. Voor zover er verklaringen worden gegeven zijn ze ad hoc en weinig gesystematiseerd. In dit onderzoek proberen we enige systematiek aan te brengen door terug te grijpen op ideeën uit de literatuur omtrent de totstandkoming van het eerste huwelijk. We veronderstellen dat de kans op hertrouw bepaald wordt door een viertal factoren (zie ook Kalmijn, 1991): (a) de voorkeuren van gescheiden personen om te hertrouwen, (b) de mogelijkheden om andere, potentiële partners te ontmoeten, (c) de aantrekkelijkheid van eigen kenmerken voor andere, potentiële partners, en (d) normen omtrent hertrouw.

## **2.1. Sekse**

Wat kunnen we verwachten omtrent hertrouw onder mannen en vrouwen? Overeenkomstig de resultaten uit eerder onderzoek denken we dat mannen in grotere aantallen en sneller na echtscheiding hertrouwen dan vrouwen. Hiervoor is een tweetal redenen te noemen. Ten eerste hebben gescheiden mannen meer *mogelijkheden* om nieuwe potentiële partners te ontmoeten. Na echtscheiding dragen ze minder vaak dan vrouwen de dagelijkse zorg voor eventuele kinderen uit het eerste huwelijk en verrichten ze vaker betaalde arbeid. Hierdoor hebben ze meer gelegenheid om nieuwe sociale contacten te leggen (Raschke, 1977; zie ook hieronder). Mannen hebben daarnaast in hun sociale netwerk relatief vaker contact met vrienden en kennissen, terwijl vrouwen vaker omgaan met familieleden (Marsden, 1987). De contacten met vrienden verschaffen toegang tot andere sociale netwerken en vergroten de kans op het vinden van een nieuwe partner. Ten tweede hebben gescheiden mannen waarschijnlijk een grotere *behoefte* aan een nieuwe levenspartner. Mannen zijn wat betreft emotionele steun in het algemeen meer afhankelijk van het contact met één persoon, terwijl vrouwen terugvallen op een groter aantal personen (Milardo, 1987). Het wegvallen van de ex-partner als gevolg van scheiding levert in dit opzicht voor mannen grotere problemen op dan voor vrouwen en leidt wellicht tot een sterkere voorkeur voor hertrouw.

## **2.2. Tijdsduur sinds echtscheiding**

Een belangrijke demografische determinant van hertrouw is de tijdsduur sinds de scheiding. We verwachten dat hoe langer mensen alleenstaand gescheiden leven, des te kleiner hun hertrouwkansen zijn. Een eerste verklaring voor dit negatieve effect van scheidingsduur is de samenhang met leeftijd: omdat lang gescheiden personen gemiddeld ouder zijn dan pas gescheiden personen en omdat een hogere leeftijd de hertrouwkansen verlaagt (zie ook hieronder), nemen de hertrouwkansen met de scheidingsduur af. Volgens ons is dit echter niet de enige verklaring. Ook als rekening wordt gehouden met de scheidingsleeftijd, nemen de hertrouwkansen met de scheidingsduur af. Een tweede verklaring voor het negatieve verband van scheidingsduur met hertrouwkansen betreft de *attractiviteit* van de kenmerken van gescheiden personen. De gedachte is dat onder gescheiden personen eerst de beste 'vissen uit de vijver' worden gehaald. Degenen die willen hertrouwen maar na een aantal jaren nog alleenstaand leven, zouden minder aantrekkelijke huwelijkskandidaten zijn dan pas gescheiden personen (Glick & Sung-Ling, 1986).

Een alternatieve hypothese over de invloed van scheidingsduur is dat de hertrouwkansen niet meteen na scheiding afnemen, maar pas na verloop van tijd (Klein, 1990). Gescheiden personen hebben eerst tijd nodig om de emotionele gevolgen van de scheiding te verwerken, nieuwe contacten te leggen, een nieuwe partner te zoeken en te gaan samenwonen. Met het verwerken van de gevolgen van de scheiding en toenemende activiteit op de huwelijksmarkt stijgen de hertrouwkansen. Op een gegeven moment echter, gaan die kansen toch dalen vanwege de afnemende attractiviteit van personen die langere tijd alleenstaand gescheiden leven.

### 2.3. *Leeftijd bij echtscheiding*

We denken dat naast de duur van scheiding, ook de leeftijd bij scheiding hertrouwkansen beïnvloedt. Op oudere leeftijd gescheiden personen zouden in kleinere aantallen en minder snel hertrouwen dan op jongere leeftijd gescheiden personen. De verklaring hiervoor is dat ouderen geringere *mogelijkheden* hebben om potentiële partners te ontmoeten en een zwakkere *voorkeur* hebben voor hertrouw. Als gevolg van relatievorming gedurende de levensloop valt er op oudere leeftijd gemiddeld minder te kiezen dan op jongere leeftijd (*mogelijkheden*). Ook is het voor oudere gescheiden personen een veel minder reële optie een nieuw gezin te vormen dan voor jongere gescheiden personen (*voorkeur*). We verwachten verder dat het negatieve effect van scheidingsleeftijd voor vrouwen groter is dan voor mannen. Dat wil zeggen, de hertrouwkansen van vrouwen zouden sterker met de scheidingsleeftijd afnemen dan die van mannen. De verklaring kan gezocht worden in seksespecifieke *normen* omtrent het huwelijk. Deze normen houden in dat vrouwelijke huwelijkskandidaten meer naar leeftijd en uiterlijk en minder naar status worden beoordeeld dan mannelijke kandidaten (zie ook Margolin & White, 1987; South, 1991). Hoewel als gevolg van de sterk verbeterde sociaal-economische positie van vrouwen deze normen zijn afgezwakt en vrouwen veel meer dan vroeger hun aantrekkelijkheid als huwelijkskandidaat ontleen aan hun sociaal-economische status (Oppenheimer, 1988), zijn er aanwijzingen dat de normatieve verwachtingen tegenwoordig ook opgeld doen. Binnen zowel eerste als tweede huwelijken blijken vrouwen bijvoorbeeld nog steeds gemiddeld jonger te zijn dan mannen (Smeenk, 1998).

### 2.4. *Historische periode*

De hertrouwkansen van verschillende categorieën gescheidenen zouden naar verwachting moeten zijn toegenomen in de door ons onderzochte periode 1970-1995. De *mogelijkheden* tot het ontmoeten van andere alleenstaand gescheiden personen zijn immers door de sterke groei in het aantal echtscheidingen gedurende de laatste twintig jaar gestegen (Prins et al., 1992). Er zijn steeds meer potentiële partners waarmee hertrouwd kan worden, waardoor de 'zoekkosten' zijn afgenomen. Ook zijn er meer personen in de populatie gescheiden personen die over kenmerken beschikken die hertrouw bespoedigen, zoals bijvoorbeeld een lage leeftijd bij scheiding en kinderloosheid (zie Matthijs, 1987). Het is verder te verwachten dat de trend naar meer hertrouw vooral voor vrouwen geldt. Door hun sterk gestegen deelname aan betaalde arbeid hebben ze meer gelegenheid gekregen nieuwe mensen te ontmoeten, is de attractiviteit van werkende vrouwen als huwelijkspartner toegenomen en zijn geslachtsspecifieke normen omtrent het huwelijk afgezwakt.

### 2.5. *Kinderen*

We denken dat aanwezigheid van kinderen na de scheiding een 'belemmerende factor' is om te hertrouwen (Koo, Suchindran & Griffith, 1984; Teachman & Heckert, 1985). De zorg voor

de kinderen bemoeilijkt het zoeken naar een geschikte partner in termen van *mogelijkheden* en tijd en verkleint daarmee de hertrouwkans. Gescheiden personen met kinderen zijn daarnaast waarschijnlijk minder *attractief* als huwelijkskandidaat doordat een nieuwe partner mede de zorg krijgt voor de kinderen van een ander. Problemen van acceptatie tussen de stiefouder en de kinderen spelen daarbij ook een rol (Cherlin, 1978; Spruijt, 1989).<sup>3</sup> Omdat bij echtscheiding vrouwen veel vaker dan mannen de dagelijkse zorg voor de kinderen krijgen toegewezen (Weeda & Groenewold, 1986), verwachten we verder dat het negatieve effect van het hebben van kinderen voor vrouwen groter is dan voor mannen. Echter, ook bij mannen die niet direct de zorg dragen voor de kinderen verwachten we een hertrouw belemmerend effect. Ze bezoeken in veel gevallen de kinderen uit hun eerste huwelijk en zouden daardoor minder de *voorkeur* kunnen geven aan het stichten van een nieuw gezin dan kinderloos gescheiden mannen. Ook beperkt de alimentatieplicht de financiële mogelijkheden tot hertrouw.

## **2.6. Beroepsstatus**

Werkenden hebben volgens onze verwachting grotere hertrouwkansen dan niet werkenden. Ze hebben meer *mogelijkheden* tot hertrouw omdat via het werk nieuwe sociale contacten worden opgedaan. Het werk kan zelf ook als 'setting' fungeren om geschikte huwelijkskandidaten te ontmoeten (zie bijvoorbeeld Smeenk, 1998). Gescheiden personen met een baan zijn daarnaast – zeker als ze een goede baan hebben – als huwelijkskandidaat waarschijnlijk *attractiever* dan gescheiden personen zonder baan (zie Oppenheimer, 1988). Ze hebben betere financieel-economische vooruitzichten en kunnen het zich gemakkelijker veroorloven een gezin te onderhouden dan niet werkenden.

## **2.7. Opleiding**

Hertrouwkansen verschillen naar verwachting niet noemenswaardig naar opleidingsniveau. Anders dan bij eerste huwelijken speelt de opleiding als context om andere potentiële partners te ontmoeten na scheiding vrijwel geen rol. Het overgrote deel van de gescheiden personen heeft immers hun opleiding afgerond. Men zou nog wel kunnen beargumenteren dat hoger opgeleide personen vanwege hun betere financieel-economische vooruitzichten *attractiever* zijn als huwelijkskandidaat dan lager opgeleiden en daardoor sneller en in grotere aantallen hertrouwen. Men kan echter ook het tegenovergestelde beweren. Hoger opgeleiden zouden het zich vanwege hun goede financieel-economische positie en vooruitzichten gemakkelijker kunnen veroorloven alleenstaand gescheiden te leven dan lager opgeleiden.

### 3. Data, variabelen en methoden

#### 3.1. Data

Om de sociaal-demografische determinanten van hertrouw in Nederland te onderzoeken voegen we de gegevens van twee nationaal representatieve surveys samen: de Familie-Enquête Nederlandse Bevolking 1992-1993 (FAM92, Ultee & Ganzeboom, 1993) en het survey Huishoudens in Nederland 1995 (HIN95, Weesie, Kalmijn, Bernasco & Giesen, 1995). De surveys bevatten ieder apart te weinig gescheiden personen voor zinvolle analyses van hertrouw, maar samen zijn ze groot genoeg. In de FAM92 en HIN95 hebben respondenten en hun eventuele partners mondeling vragen beantwoord over hun sociale, economische, culturele en demografische verleden en heden. De a-select getrokken steekproeven zijn gestratificeerd naar burgerlijke staat, leeftijd, regio, en urbanisatiegraad en door ons herwogen naar populatiewaarden. We selecteren in onze gegevens alleen personen wier eerste huwelijk door echtscheiding is ontbonden. In totaal betreft het 257 personen (115 mannen en 142 vrouwen) in de leeftijd van 20-64 jaar die ergens in de periode 1970-1995 gescheiden zijn.

#### 3.2. Variabelen

De afhankelijke variabele in onze analyses is het al of niet plaatshebben van *hertrouw*, een dichotome variabele die de waarde 1 aanneemt als hertrouw plaatsvindt en de waarde 0 aanneemt als dit niet het geval is. Hertrouw operationaliseren we als het voor het eerst gehuwd of ongehuwd gaan samenwonen na scheiding uit het eerste huwelijk. De onafhankelijke variabele *tijdsduur sinds echtscheiding* hebben we gemeten als de tijd (in maanden) die is verstreken tussen het moment waarop de voormalige huwelijkspartners uit elkaar zijn gegaan en het moment van hertrouw, of indien geen hertrouw heeft plaatsgehad ('censoring') de tijdsduur tot het moment van ondervraging. We nemen als scheidingsdatum niet het moment van de formele voltrekking van het echtscheidingsvonnis, maar de datum waarop voormalige echtelieden apart van elkaar zijn gaan wonen. De reden hiervoor is dat op het moment van vonnisvoltrekking de gevolgen van het uit elkaar gaan zich al vaak hebben doen laten gelden. Bovendien zijn sommige nog niet officieel gescheiden personen reeds met een nieuwe partner gaan samenwonen. Matthijs (1987) laat voor België bijvoorbeeld zien dat van de gescheiden personen die binnen een jaar hertrouwen, 86% samenwoonde nog voordat ze formeel gescheiden waren. In de analyses zullen we de scheidingsduur als lineaire en als categorische variabele schatten (zie ook hieronder). Om praktische redenen kiezen we voor een indeling in drie tijdsintervallen, namelijk (a) de eerste twee jaar sinds echtscheiding, (b) de tweede twee jaar, en (c) langer dan vier jaar na echtscheiding.

De *leeftijd bij echtscheiding* meten we als de leeftijd waarop gescheiden personen met hun vorige partner uit elkaar zijn gegaan. We onderscheiden drie leeftijdsgroepen: (a) 20-29 jaar bij scheiding, (b) 30-39 jaar bij scheiding, en (c) 40 jaar en ouder bij scheiding. De *historische periode* is het betreffende historische jaar waarin gescheiden personen leven (een tijdsverander-

lijk kenmerk). In vereenvoudigde vorm onderscheiden we drie perioden: (a) de zeventiger jaren (1970-1979), (b) de tachtiger jaren (1980-1989), en (c) de negentiger jaren (1990-1995). We meten de aanwezigheid van *kinderen* door na te gaan of gescheiden personen één of meer kinderen uit het eerste huwelijk hebben. In de gegevens kunnen we helaas niet goed vaststellen wie na de echtscheiding de zorg droeg voor de kinderen en weten we evenmin of de kinderen nog thuis woonden.

De *beroepsstatus* van gescheiden personen bepalen we door voor elke maand sinds scheiding te registreren of een persoon betaalde arbeid verrichtte (een tijdsveranderlijk kenmerk). Voor werkende personen maken we een onderscheid in beroepsprestige. Daarvoor gebruiken we de 'International Socio-Economic Index of occupational status' (ISEI; zie Ganzeboom, De Graaf & Treiman, 1992). De gecategoriseerde versie van beroepsstatus omvat drie groepen: (a) niet-werkzame personen (de referentiegroep in analyses), (b) personen met een beroep met lage status (onder de mediane waarde van de verdeling van de ISEI scores), en (c) personen met een beroep met hoge status (boven de mediane waarde). Het *opleidingsniveau* operationaliseren we als het hoogst voltooide niveau van onderwijs, of – indien personen tijdens de scheiding nog in opleiding waren (in minder dan 10% van de gevallen) – het niveau van onderwijs op het moment van scheiding. In de analyses schatten we opleidingsniveau als lineaire en als categorische variabele. De lineaire maat betreft het aantal jaren opleiding dat nodig is om een bepaalde opleiding via de kortste route te behalen. De categorische variant omvat drie opleidingsgroepen: (a) lage opleiding (lo, lbo, mavo), (b) middelbare opleiding (havo, vwo, mbo), en (c) hoge opleiding (hbo, wo).

Tabel 1: Gemiddelden en standaardafwijkingen van sociaal-demografische determinanten van hertrouw op het moment van scheiding voor mannen en vrouwen

	Mannen (n=115)		Vrouwen (n=142)	
	gemiddelde	standaard deviatie	gemiddelde	standaard deviatie
Leeftijd scheiding (21-58) <sup>a</sup>	36,90	8,80	34,91	6,88
Historisch jaar (70-95)	85,44	6,18	83,84	5,84
Kind (0-1)	0,55	0,50	0,70	0,46
Werkzaam (0-1)	0,85	0,36	0,50	0,50
Beroepsstatus <sup>b</sup> (13-86)	54,60	14,69	48,51	15,62
Opleidingsniveau (5-20)	10,90	3,51	10,18	3,04

<sup>a</sup> Minimale en maximale waarde in de data.

<sup>b</sup> Beroepsstatus indien werkzaam.

Bron: Familie-Enquête Nederlandse Bevolking; Huishoudens in Nederland 1995.

Tabel 1 bevat een overzicht van de gemiddelden en spreiding van bovengenoemde sociaal-demografische kenmerken op het moment van echtscheiding. We zien dat mannen gemiddeld ouder zijn bij scheiding, minder vaak kinderen hebben uit het eerste huwelijk, vaker betaalde arbeid verrichtten en banen hebben met een gemiddeld hoger beroepsprestige dan vrouwen.



### 3.3. Methoden

We gebruiken de techniek van gebeurtenissenanalyse om de frequentie, snelheid en determinanten van hertrouw vast te stellen (Kalbfleisch & Prentice, 1980; Tuma & Hannan, 1984). Met deze techniek is het mogelijk de kans op hertrouw te modelleren in afhankelijkheid van de tijdsduur sinds echtscheiding (zie ook Klein, 1990; Matthijs, 1987; Van Poppel, 1992; Wu et al., 1994). De aanpak in onze analyses is dat we per onafhankelijke variabele eerst het bivariate verband met de kans op hertrouw vaststellen en vervolgens in multivariate analyse het verband schatten, gecontroleerd voor de invloed van andere sociaal-demografische determinanten. Bij het vaststellen van bivariate verbanden zullen we gebruik maken van de zogenaamde overlevingstafelmethode. Met deze methode wordt voor een initiële populatie gescheiden personen ('population at risk') in elk tijdsinterval bepaald wat – als men nog niet hertrouwd is – de kansen zijn om te hertrouwen (de zogenaamde transitiekans) en wat de kansen zijn om als gescheidene verder alleenstaand te blijven (de zogenaamde overlevingskans). De transitiekansen zullen we gebruiken om weer te geven hoe de hertrouwkansen variëren met de tijdsduur sinds scheiding (zie figuur 2). De overlevingskansen geven inzicht in het cumulatieve percentage alleenstaand gescheidenen op elk tijdstip na scheiding. Ter vereenvoudiging van de interpretatie berekenen we het complement van de overlevingskansen, ofwel het cumulatieve percentage hertrouw (zie tabel 2 en figuur 1).

Doordat de sociaal-demografische kenmerken van hertrouw onderling kunnen samenhangen, zullen we met multivariate analyse de onafhankelijke bijdrage van ieder kenmerk vaststellen. De overlevingstafelmethode is daarvoor minder geschikt vanwege de eisen die ze stelt aan de grootte van de onderzoekspopulatie. In de analyses zullen we gebruik maken van verscheidene modellen voor gebeurtenissenanalyse. We starten met een eenvoudig model, het zogenaamde 'Basic Exponential Model'. Dit model veronderstelt dat de kans op hertrouw niet met de scheidingsduur varieert, maar constant is. Door in de volgende stappen van de analyse de scheidingsduur expliciet op te nemen wordt de assumptie van een constante hertrouwkans getest. Om de vorm van het eventuele verband tussen tijdsduur en hertrouw te onderzoeken, schatten we de scheidingsduur als lineaire en als categorische variabele. In het eerste geval is het model functioneel equivalent met het in de techniek van gebeurtenissenanalyse ontwikkelde 'Gompertz' model (zie bijvoorbeeld Sørensen & Tuma, 1981). In het tweede geval is het model equivalent met het 'Piecewise Constant Exponential Model' (Kalbfleisch et al., 1980). De strategie van het testen op lineariteit passen we ook toe op de andere onafhankelijke variabelen.

## 4. Resultaten

In welke mate hertrouwen gescheiden mannen en vrouwen in Nederland in de periode 1970-1995? Als gescheiden personen hertrouwen, hoeveel tijd zit er dan tussen het uit elkaar gaan

Tabel 2: Duurspecifieke cumulatieve hertrouwpercentages en mediane duur tot hertrouw naar scheidingsleeftijd, aanwezigheid kinderen en opleidingsniveau voor mannen en vrouwen

	(a) Cumulatief percentage hertrouw				(b) Mediane duur tot hertrouw (maanden)
	na 1 jaar	na 3 jaar	na 5 jaar	ooit <sup>a</sup>	
<i>A. Mannen</i>					
Algemeen	20	50	68	83	36
Leeftijd bij scheiding					
20-29 jr	32	73	78	93	18
30-39 jr	17	47	68	78	40
40+	15	35	59	68	49
Kind					
kinderloos	29	65	82	97	21
kind(eren)	12	35	53	61	54
Opleidingsniveau					
laag	20	53	59	72	30
midden	12	40	65	85	50
hoog	26	52	80	94	33
<i>B. Vrouwen</i>					
Algemeen	13	25	32	53	165
Leeftijd bij scheiding					
20-29 jr	26	46	65	78	42
30-39 jr	13	24	27	45	— <sup>b</sup>
40+	3	6	10	44	—
Kind					
kinderloos	26	41	47	70	75
kind(eren)	8	17	26	45	—
Opleidingsniveau					
laag	14	24	31	54	167
midden	13	26	29	44	—
hoog	12	29	49	66	109

<sup>a</sup> 15 jaar na scheiding.

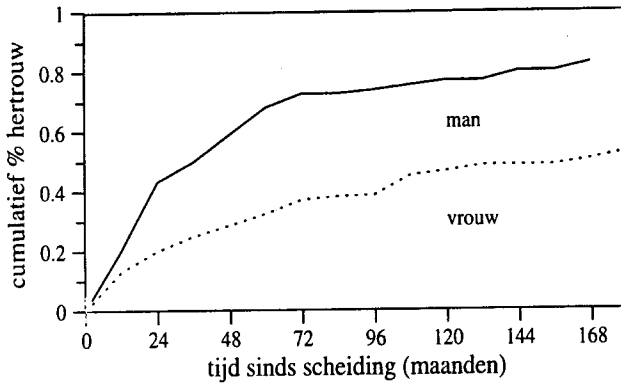
<sup>b</sup> 50% punt niet bereikt.

Bron: Familie-Enquête Nederlandse Bevolking; Huishoudens in Nederland 1995.

met de ex-partner en het gaan samenwonen met de nieuwe partner? Wat is de invloed van sociaal-demografische kenmerken op de kans van hertrouw?

#### 4.1. Sekse

Tabel 2 en figuur 1 laten voor mannen en vrouwen het cumulatieve percentage hertrouw zien naar tijdsduur sinds echtscheiding. In overeenstemming met onze verwachting blijkt dat hertrouw beduidend vaker en sneller onder gescheiden mannen voorkomt dan onder gescheiden vrouwen. Een jaar na de scheiding is 20% van de mannen hertrouwd en 13% van de vrouwen;



Figuur 1: Cumulatiefpercentage hertrouw naar echtscheidingsduur en sekse

drie jaar na de scheiding zijn deze percentages 50% en 25% en vijf jaar na de scheiding 68% en 32%. De mediane duur is 36 maanden voor mannen en 165 maanden voor vrouwen (tabel 2, laatste kolom). Dat wil zeggen, de helft van de populatie alleenstaand gescheiden mannen is binnen drie jaar hertrouwd, terwijl dit voor vrouwen 14 jaar is. 'Uiteindelijk' – hier 15 jaar na scheiding – is 83% van de mannen en 53% van de vrouwen hertrouwd. Dit is meer dan de op huwelijksaktes gebaseerde berekeningen van het CBS die voor mannen 60% en voor vrouwen 40% hertrouw vinden (Prins et al., 1992). Die cijfers laten echter ongehuwd samenwonen buiten beschouwing. Als wij dit ook doen dan komen we op ongeveer dezelfde schattingen uit. Van de gescheiden mannen gaat 58% een tweede huwelijk aan en 25% ongehuwd samenwonen; van de gescheiden vrouwen gaat 35% voor de tweede keer trouwen en 18% ongehuwd samenwonen.

In tabel 3 wordt getoetst of het hierboven gevonden sekseverschil in de frequentie en snelheid van hertrouw significant is. In model 1 schatten we daartoe het effect van sekse onder controle van de tijdsduur sinds scheiding. De parameterwaarde voor vrouwen (mannen zijn de referentiegroep) toont aan dat vrouwen een significant kleinere hertrouwkans hebben dan mannen. De grootte van het effect is 0,42. Dit betekent dat vrouwen in de gehele periode na scheiding een  $(1-0,42=)$  58% kleinere kans hebben op hertrouw dan mannen. Modellen 2 en 3 van tabel 3 laten zien dat het sekseverschil in hertrouw niet kan worden toegeschreven aan de samenhang met andere sociaal-demografische kenmerken. Weliswaar wordt het sekseverschil onder controle van de overige sociaal-demografische determinanten kleiner (de relatieve hertrouwkansen van vrouwen worden groter, vergelijk model 1 versus model 2 en 3), het verschil blijft echter significant. Dit duidt erop dat de geringere hertrouw onder vrouwen slechts voor een deel kan worden toegeschreven aan verschillen in de compositie van de populatie gescheiden mannen en vrouwen, zoals bijvoorbeeld de lagere arbeidsmarktparticipatie van vrouwen of het vaker voorkomen van kinderen bij gescheiden vrouwen (zie ook tabel 1). Ook bij gelijke sociaal-demografische kenmerken hebben mannen grotere hertrouwkansen dan vrouwen.

Tabel 3: Relatieve hertrouwkansen naar sociaal-demografische kenmerken voor mannen en vrouwen gezamenlijk; geëxponentieerde parameterwaarden van gebeurtenisanalyse modellen

	Model 1	Model 2	Model 3
Intercept	0,024**	0,000**	0,010**
Vrouw	0,418**	0,528**	0,621*
Tijdsduur sinds scheiding	0,988**	0,989**	
0-2 jr (ref.) <sup>a</sup>			1,000
2-4 jr			0,581*
>4 jr			0,359**
Leeftijd bij scheiding		0,933**	
20-29 jr (ref.)			1,000
30-39 jr			0,468**
40+			0,382**
Periode		1,091**	
1970-1979 (ref.)			1,000
1980-1989			2,797**
1990-1995			4,024**
Kind		0,617*	0,521**
Werkend		1,860**	
niet werkend (ref.)			1,000
lage status			1,857*
hoge status			2,793**
Opleidingsniveau		1,048#	
laag (ref.)			1,000
midden			0,722
hoog			1,136
<i>Log Likelihood</i>	-771,6	-726,6	-732,5
<i>Aantal respondenten</i>	257	257	257
<i>Aantal gebeurtenissen</i>	138	138	138

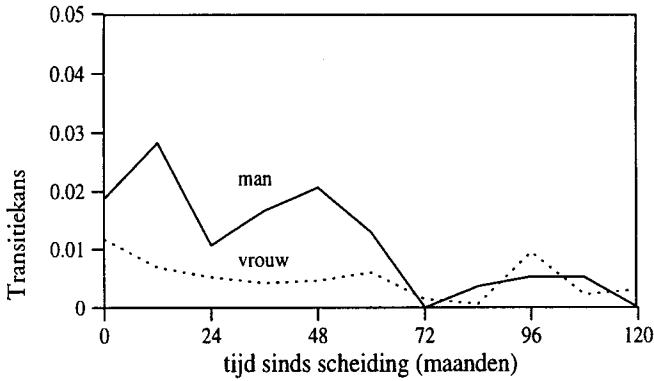
# =  $p < 0,10$ ; \* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,01$ .

<sup>a</sup> Ref. staat voor referentiegroep.

Bron: Familie-Enquête Nederlandse Bevolking; Huishoudens in Nederland 1995.

#### 4.2. Tijdsduur sinds echtscheiding

Het langzaam afvlakkende verloop van de cumulatieve hertrouwpercentages (figuur 1) suggereert dat de hertrouwkansen van mannen en vrouwen meteen na scheiding het hoogst zijn en vervolgens dalen. Figuur 2 laat dit gedetailleerder zien aan de hand van het tijdsspecifieke verloop van de hertrouwkans (transitiekansen). Uit de figuur blijkt dat de hertrouwkansen van gescheiden mannen en vrouwen het hoogst zijn in de eerste jaren na scheiding. Daarna dalen deze kansen. Uit de figuur blijkt verder dat de hertrouwkansen van mannen aanvankelijk meer dan twee keer zo hoog zijn dan van vrouwen. De hertrouwkansen van mannen dalen echter



Figuur 2: Hertrouwkans (transitiekans) naar echtscheidingsduur en sekse

ook sterker. Zo'n zes jaar na scheiding blijken de kansen te zijn geconvergeerd en hebben mannen en vrouwen beiden een relatief lage kans om met een nieuwe partner gehuwd of ongehuwd samen te wonen.

Analyses met modellen van gebeurtenissenanalyse (model 1, tabel 3) laten zien dat het verband tussen scheidingsduur en de kans van hertrouw significant is. De grootte van de parameterwaarde (0,99) toont aan dat elke maand langer alleenstaand gescheiden leven de hertrouwkans met 1% verlaagt. Hoewel dit effect misschien klein lijkt, wordt duidelijk hoe groot het effect is als we het voor een langere tijdsperiode uitrekenen: een jaar alleenstaand gescheiden leven verkleint de hertrouwkans met  $(0,988^{12} - 1) \times 100\%$  met 13%, drie jaar met 35%, vijf jaar met 52% en 15 jaar met 89%. Model 2 van tabel 3 laat zien dat het effect van scheidingsduur niet berust op een samenhang met leeftijd. Onder statistische controle van andere sociaal-demografische kenmerken – waaronder de scheidingsleeftijd – blijft het verband tussen scheidingsduur en de kans van hertrouw negatief significant. De parameterwaarden van model 3 (tabel 3) tonen geen effecten van een verwerkingfase vlak na scheiding aan. De hertrouwkansen zijn meteen na scheiding het hoogst en nemen daarna af: personen die korter dan twee jaar zijn gescheiden (de referentiegroep) hebben de grootste hertrouwkansen, dan personen die twee tot vier jaar zijn gescheiden (42% kleiner dan de referentiegroep) en vervolgens personen die vier jaar of langer zijn gescheiden (64% kleiner dan de referentiegroep). Separate analyses van hertrouwkansen voor mannen en vrouwen (tabel 4) laten geen significante sekseverschillen zien in het verband van scheidingsduur met hertrouw. Het eerder gesuggereerde sekseverschil van een sterkere afname van hertrouwkansen onder mannen (figuur 2), is statistisch gezien niet belangrijk.

#### 4.3. Leeftijd bij scheiding

In overeenstemming met onze verwachting vinden we dat personen die op oudere leeftijd een scheiding hebben meegemaakt, gemiddeld later en in kleinere aantallen hertrouwen dan personen die op jongere leeftijd zijn gescheiden. Van de mannen die tussen hun 20ste en 29ste

Tabel 4: Relatieve hertrouwkansen naar sociaal-demografische kenmerken voor mannen en vrouwen apart; geëxponentieerde parameterwaarden van gebeurtenissenanalyse modellen

	Model 1		Model 2		Model 3	
	Man	Vrouw	Man	Vrouw	Man	Vrouw
Intercept <sup>a</sup>	0,025**	0,010**	0,000**	0,000**	0,010**	0,006**
Tijdsduur sinds scheiding	0,987**	0,990**	0,990**	0,988**		
0-2 jr (ref.) <sup>b</sup>						1,000
2-4 jr						0,501*
>4 jr						0,318**
Leeftijd bij scheiding			0,965*	0,873**		
20-29 jr (ref.)						1,000
30-39 jr						0,302**
40+						0,223**
Periode			1,063*	1,162**		
1970-1979 (ref.)						1,000
1980-1989						3,491*
1990-1995						7,209**
Kind			0,507*	1,053		0,756
Werkend			1,922#	2,601**		
niet werkend (ref.)						1,000
lage status						2,545**
hoge status						2,697**
Opleidingsniveau			1,063#	0,931		
laag (ref.)						1,000
midden						0,488*
hoog						0,715
Log Likelihood	-378,2	-393,2	-359,6	-357,1	-359,6	-366,8
Aantal respondenten	115	142	115	142	115	142
Aantal gebeurtenissen	74	64	74	64	74	64

# =  $p < 0,10$ ; \* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,01$ .

<sup>a</sup> Omdat gecontroleerd is voor de scheidingsduur staan sekseverschillen in het intercept hier voor verschillen in hertrouwen in de eerste maand na scheiding.

<sup>b</sup> Ref. staat voor referentiegroep.

levensjaar zijn gescheiden hertrouwt 93%, van de mannen die tussen hun 30ste en 39ste zijn gescheiden hertrouwt 78% en van de mannen die op of na hun 40ste zijn gescheiden hertrouwt 68% (tabel 2). Onder gescheiden vrouwen zijn de leeftijdspecifieke verschillen groter. De groep die eruit springt zijn vrouwen die tussen hun 20ste en 29ste jaar zijn gescheiden. Van deze groep hertrouwt uiteindelijk 78%, terwijl van de twee oudere leeftijdsgroepen respectievelijk 45% (30-39) en 44% (40+) hertrouwt. Analyses met modellen van gebeurtenissenanalyse (model 2 en 3, tabel 3) laten zien dat de invloed van scheidingsleeftijd op de hertrouwkans negatief significant is. Een jaar ouder bij echtscheiding verkleint de hertrouwkans telkens met 7% (model 2, tabel 3). Bij uitsplitsing naar sekse (model 2 en 3, tabel 4) blijkt dat mannen en vrouwen significant van elkaar verschillen in het effect van scheidingsleeftijd, bij vrouwen neemt de hertrouwkans met elk jaar 13% af, terwijl bij mannen de leeftijdsspecifieke afname met 3% veel zwakker is (model 2, tabel 4).

#### **4.4. Historische periode**

De invloed van de historische periode op hertrouwkansen wordt in tabellen 3 en 4 weergegeven. We stellen geen cumulatieve hertrouwpercentages vast omdat de historische periode een tijdsvarierend kenmerk is. Deze percentages kunnen alleen worden berekend voor tijdsconstante kenmerken. Zoals verwacht bestaat er een positief significante invloed van de historische periode op hertrouw. In de periode 1970-1995 groeide de hertrouwkans in elk opeenvolgend jaar met 9% (model 2, tabel 3). Model 3 van tabel 3 toont aan dat deze historische toename met name tussen de jaren zeventig en tachtig heeft plaatsgehad: in de jaren tachtig waren de hertrouwkansen bijna drie maal zo hoog als in de jaren zeventig (de referentiegroep). In de jaren negentig waren die kansen meer dan vier maal zo hoog. De parameterschattingen van tabel 4 laten zien dat de historische stijging in hertrouwkansen voor vrouwen sterker was dan voor mannen. Voor vrouwen is de toename in de hertrouwkans elk jaar 16% en voor mannen 6% (model 2). Dit sekseverschil is statistisch gezien significant. Proefanalyses (niet getoond hier) hebben aangetoond dat de door ons geopperde verklaring van de sterkere toename onder vrouwen – een sterk verbeterde sociaal-economische positie – geen steek houdt. Ook als rekening wordt gehouden met de veranderde arbeidsmarktparticipatie en onderwijsdeelname van vrouwen, is de historische stijging in hertrouwkansen onder vrouwen groter dan onder mannen.

#### **4.5. Kinderen**

De hertrouwpercentages in tabel 2 suggereren een negatieve invloed van de aanwezigheid van kinderen op hertrouw. Nagenoeg alle kinderloos gebleven mannen (97%) hertrouwen, terwijl 61% van de mannen met kinderen hertrouwt. Bij de vrouwen hertrouwt 70% van de kinderloos gebleven personen en 45% van de vrouwen met kinderen. De gebeurtenissenanalyses laten voor mannen en vrouwen gezamenlijk een significant negatief effect zien van de aanwezigheid van kinderen (model 2 en 3, tabel 3). Bij uitsplitsing naar sekse blijkt, echter, dat het

effect alleen voor mannen significant is (model 2 en 3, tabel 4). De aanwezigheid van kinderen verlaagt voor hen de hertrouwkansen met 50% (model 3), terwijl ze voor vrouwen de hertrouwkansen niet beïnvloedt. Dit hadden we niet verwacht. We hadden voorspeld dat de aanwezigheid van kinderen een sterker belemmerend effect zou hebben voor gescheiden vrouwen omdat ze vaker dan gescheiden mannen de dagelijkse zorg voor de kinderen dragen. Wel blijft staan dat vrouwen met kinderen absoluut gezien minder vaak hertrouwen (45%) dan mannen met kinderen (61%).

#### **4.6. Beroepsstatus**

Omdat beroepsstatus een tijdsveranderlijk kenmerk is stellen we de invloed ervan – net zoals voor de historische periode – alleen via gebeurtenissenanalyse vast. Zoals we hadden verwacht, blijkt het hebben van een betaalde baan een positief significante invloed te hebben op de kans van hertrouw. De parameterwaarde van model 2 in tabel 3 geeft aan dat werkenden een 86% grotere hertrouwkans hebben dan niet-werkenden. Uitsplitsing naar sociaal-economische status van de baan (model 3, tabel 3) laat een additioneel effect van beroepsprestige zien. Mannen en vrouwen met een hoog beroepsprestige hebben een drie keer zo grote hertrouwkans dan niet-werkenden (de referentiegroep), terwijl mannen en vrouwen met een laag beroepsprestige een twee keer zo hoge hertrouwkans hebben. Separate analyses voor mannen en vrouwen laten zien dat de effecten van beroepswerkzaamheid (model 2, tabel 4) en beroepsprestige (model 3, tabel 4) voor de beide seksen statistisch gezien gelijk zijn. Dat wil zeggen, beroepswerkzaamheid en beroepsprestige vergroten de hertrouwkansen van mannen en vrouwen in gelijke mate.

#### **4.7. Opleiding**

Het opleidingsniveau heeft geen eenduidige invloed op de hertrouwkansen. De hertrouwpercentages (tabel 2) suggereren voor mannen een positief verband, maar voor vrouwen niet. Van de hoogopgeleide mannen hertrouwt 94%, van de mannen met een middelbare opleiding 85% en van de mannen met een lage opleiding 72%. Bij de gescheiden vrouwen hertrouwen de hoogst opgeleiden ook het meest frequent (66%), maar de laagst opgeleiden (54%) hertrouwen vaker dan vrouwen met een middelbare opleiding (44%). De gebeurtenissenanalyses bevestigen dit beeld. De invloed van opleidingsniveau – vastgesteld via het aantal jaren opleiding dat benodigd is om een bepaald niveau te behalen – is alleen voor mannen positief significant (model 2, tabel 4). Echter, als gekeken wordt naar de door ons gehanteerde driedeling in onderwijsniveaus (model 3, tabel 4), dan blijken er ook onder mannen geen significante verschillen naar de hoogte van de genoten opleiding. Het enige significante effect zien we bij vrouwen met een middelbare opleiding. Zij hebben een meer dan twee keer zo kleine kans op hertrouw als de laagst opgeleide vrouwen.



## 5. Conclusies en discussie

Welke conclusies kunnen we uit bovenstaande bevindingen trekken? De eerste conclusie is dat hertrouwkansen sterk verschillen naar sekse. Onder gescheiden mannen komt hertrouw beduidend vaker voor en vindt ze sneller na echtscheiding plaats dan onder gescheiden vrouwen. Al een jaar na het uit elkaar gaan met de ex-partner is 20% van de mannen hertrouwd, tegenover 13% van de vrouwen. Uiteindelijk gaan meer dan acht op de tien gescheiden mannen met een nieuwe partner gehuwd of ongehuwd samenwonen, terwijl iets meer dan vijf op de tien van de gescheiden vrouwen dat doen. De sekseverschillen liggen niet aan verschillen in de samenstelling van de populatie gescheiden mannen en vrouwen. Ook als mannen en vrouwen in gelijke mate deelnemen aan betaalde arbeid en even vaak kinderen hebben uit het eerste huwelijk, hebben mannen grotere hertrouwkansen dan vrouwen. Hoe kunnen we de sekseverschillen dan verklaren? In de theoretische verhandeling van onze studie hebben we gewezen op de rol van sociale contacten. Doordat mannen relatief vaker contact hebben met vrienden, hebben ze meer mogelijkheden een nieuwe partner te ontmoeten. Tegelijkertijd zijn mannen wat betreft emotionele steun meer aangewezen op het contact met een partner, waardoor ze meer behoefte zouden hebben aan hertrouw. Omdat we geen gegevens over het aantal en de aard van de sociale contacten na scheiding hebben, blijven deze verklaringen hypothetisch. In toekomstig onderzoek zou op een meer directe manier kunnen worden uitgezocht in hoeverre sociale contacten na scheiding van invloed zijn op hertrouwkansen. Er zou bijvoorbeeld gekeken kunnen worden naar de rol die vereenzaming speelt bij het vaker voorkomen van hertrouw onder gescheiden mannen. Ook alternatieve hypothesen voor het sekseverschil, zoals de rol van financiële veranderingen na scheiding, zouden met nieuw onderzoek kunnen worden beslecht.

De tweede conclusie van ons onderzoek is dat hertrouwkansen in sterke mate afhangen van sociaal-demografische kenmerken. Een belangrijk kenmerk is de scheidingsduur. Gebleken is dat personen die kort zijn gescheiden, grotere hertrouwkansen hebben dan personen die lang zijn gescheiden. Van een fase van verwerking van de gevolgen van scheiding uitmondend in aanvankelijk lage hertrouwkansen is geen sprake. De hertrouwkansen zijn meteen na scheiding hoog. Als verklaring hebben we hiervoor de grotere 'aantrekkelijkheid' van pas gescheidenen op de huwelijksmarkt aangedragen. Een alternatieve verklaring voor de piek in de hertrouwkansen vlak na scheiding zou het samenwonen met de minnaar of minnares uit het eerste huwelijk zijn. Aannemende dat vreemdgaan tijdens het huwelijk onder mannen en vrouwen ongeveer even vaak voorkomt (zie ook South & Lloyd, 1995), kan deze alternatieve hypothese echter niet verklaren waarom bij mannen de hertrouwkansen vlak na scheiding zoveel groter zijn dan bij vrouwen. Een andere belangrijke demografische determinant van hertrouw is de leeftijd waarop scheiding plaatsvindt. Personen die op jongere leeftijd zijn gescheiden hertrouwen veel sneller en in grotere aantallen dan personen die op oudere leeftijd zijn gescheiden. Dit geldt in sterkere mate voor vrouwen dan voor mannen. De groep die eruit springt is de groep vrouwen die tussen hun 20ste en 29ste levensjaar zijn gescheiden: zij hertrouwen relatief snel en in grote aantallen. Deze bevindingen bevestigen onze hypothese over het bestaan van seksespecifieke normen omtrent huwen. Ondanks de sterke sociaal-economische emanci-

patie van vrouwen in de afgelopen decennia, worden vrouwen op huwelijksmarkten nog altijd meer dan mannen naar hun leeftijd en uiterlijk beoordeeld. Een derde belangrijke demografische determinant van hertrouw is de aanwezigheid van kinderen uit het eerste huwelijk. Verassend genoeg is het effect hiervan alleen voor mannen een significante belemmering voor hertrouw. Dit is onverwacht gegeven het feit dat vrouwen na scheiding vrijwel altijd de dagelijkse zorg voor de kinderen dragen. Een verklaring voor deze onverwachte bevinding is mogelijkwijs een grotere behoefte aan hertrouw onder vrouwen met kinderen dan onder mannen met kinderen (zie ook Klein, 1990; Sweet, 1973). Die sterkere behoefte zou voort kunnen komen uit het gemis aan een partner dat vrouwen voelen als ze er na de scheiding met de kinderen alleen voor staan. Ook zou de relatief slechtere financieel-economische situatie van gescheiden vrouwen met kinderen een rol kunnen spelen.

De derde conclusie is dat sociaal-economische kenmerken geen eenduidige invloed hebben op hertrouw. Hoewel het hebben van een baan en een hoger beroepsprestige de hertrouwkansen positief beïnvloeden, verschillen de hertrouwkansen niet eenduidig naar opleidingsniveau. De bevindingen laten zich verklaren door de mogelijkheden die het werk en de opleiding bieden tot hertrouw. Omdat de meeste gescheiden personen hun opleiding hebben afgerond, speelt de opleiding als context om andere huwelijkskandidaten tegen te komen – in tegenstelling tot bij eerste huwelijken (Smeenk 1998) – vrijwel geen rol. Het werk, daarentegen, biedt gescheiden personen de kans om nieuwe mensen te ontmoeten en kan zelf ook fungeren als een soort van huwelijksmarkt. Een interessante vervolgvraag zou in dit verband zijn in hoeverre eerste en tweede huwelijken en/of samenwoningrelaties verschillen in de mate van opleidings- en beroepshomogamie. We willen opmerken dat onze analyses geen belangrijke seksverschillen lieten zien in de effecten van sociaal-economische kenmerken op hertrouw. Beroepswerkzaamheid en beroepsprestige vergroten voor mannen en vrouwen in gelijke mate de hertrouwkansen. Hoewel de emancipatie van vrouwen niet heeft geleid tot het verdwijnen van seksespecifieke normen omtrent de leeftijd van huwen, spelen in de laat twintigste eeuw sekseverschillen in de rol van status bij huwen blijkbaar geen rol meer.

De vierde en laatste conclusie van ons onderzoek luidt dat het bij de bestudering van de gevolgen van (echt)scheiding belangrijk is om zowel te kijken naar de frequentie van tweede huwelijken als naar nieuwe samenwoningrelaties. Het ongehuwd gaan samenwonen met een nieuwe partner betekent reeds een belangrijke verandering in het leven van gescheiden personen. Het houdt het einde in van een periode van alleenstaand gescheiden leven. De statistieken die tot dusverre in Nederland over tweede huwelijken zijn verschenen, overschatten de periode van alleenstaand gescheiden leven. Wij hebben laten zien dat een niet onaanzienlijk deel van de gescheiden personen ongehuwd met een partner gaat samenwonen. In toekomstig onderzoek naar echtscheiding en hertrouw zou meer rekenschap moeten worden gegeven van de toegenomen diversiteit van levensbiografieën en de veranderde rol van het instituut partnerschap. Er zijn in dit verband nog talrijke vragen te stellen. Men zou onderzoek kunnen doen naar hertrouw volgend op beëindiging van een samenwoningrelatie, naar tweede en latere huwelijken of samenwoningrelaties, alsmede naar de (in)stabiliteit van verscheidene relaties.

## Noten

1. Wilfred Uunk is als post-doc onderzoeker werkzaam bij de onderzoeksschool ICS aan de vakgroep sociologie van de Universiteit Utrecht. Dit onderzoek is verricht in het kader van het project 'Oorzaken en gevolgen van echtscheiding in Nederland' dat gefinancierd wordt door NWO. Met dank aan Matthijs Kalmijn, Tineke Folkema, Pearl Dykstra en andere leden van het seminar Scheiding in Nederland (SIN) voor commentaar op een eerdere versie van dit paper. Correspondentie: Wilfred Uunk, vakgroep sociologie/ICS, Universiteit Utrecht, Heidelberglaan 1, 3584 CS Utrecht, E-mail: w.uunk@fs.uu.nl.
2. Matthijs (1987) en Bumpass et al. (1990) laten zien dat het negatieve effect van de duur van het eerste huwelijk op de hertrouwkans berust op een samenhang met de leeftijd bij scheiding. Wanneer voor de laatste factor wordt gecorrigeerd, dan blijkt het effect van huwelijksduur niet significant (Matthijs, 1987) of zelfs positief significant te zijn (Bumpass et al., 1990). Dit betekent dat bij een zelfde scheidingsleeftijd, de hertrouwkansen van kort gehuwde gelijk of zelfs kleiner zijn dan die van lang gehuwden. In onze analyses zullen we het effect van de duur van het vorige huwelijk op hertrouwkansen niet schatten omdat ze een te hoog onderling verband vertoont met de leeftijd bij scheiding.
3. Het effect van de aanwezigheid van kinderen zou ook kunnen variëren met de leeftijd van de kinderen en de leeftijd van de vrouw. Personen met jonge kinderen besteden meer tijd aan de zorg waardoor ze minder tijd hebben actief te zoeken naar een nieuwe partner. Vrouwen met kinderen zouden als ze zelf ouder zijn ook relatief betere hertrouwkansen kunnen hebben dan jonge vrouwen met kinderen vanwege bestaande normen omtrent de leeftijd waarop men kinderen behoort te krijgen (Koo & Suchindran, 1980, Matthijs, 1987). Helaas kunnen we deze interessante hypothesen hier niet toetsen omdat er in onze gegevens maar weinig recent gescheiden personen zijn die oudere kinderen hebben (samenhang leeftijd kinderen en historische periode) en er evenmin veel oudere personen zijn met (jonge) kinderen (samenhang leeftijd vrouw en leeftijd kinderen).

## Literatuur

- Becker, G.S., Landes, E.M. & Michael, R.T. (1977). An economic analysis of marital instability. *Journal of Political Economy*, 85, 1141-87.
- Bracke, P., (1998). Depressiviteit en de economische gevolgen van echtscheiding voor vrouwen en mannen. *Mens en Maatschappij*, 75, 239-258.
- Broese van Groenou, M.I. (1991). *Gescheiden netwerken: De relaties met vrienden en verwanten na echtscheiding*. Utrecht: dissertatie Universiteit Utrecht.
- Bumpass, L., Sweet, J. & Martin, T.C. (1990). Changing patterns of remarriage. *Journal of Marriage and the Family*, 52, 747-756.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (1993). *Personele inkomensverdeling 1990*. 's-Gravenhage: SDU.
- Cherlin, A. (1978). Remarriage as an incomplete institution. *American Journal of Sociology*, 84, 634-651.
- Ganzeboom, H.B.G., De Graaf, P.M. & Treiman, D.J. (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21, 1-56.
- Glick, P.C., & Sung-Ling, L. (1986). Recent changes in divorce and remarriage. *Journal of Family Issues*, 5, 7-26.
- Gurak, D.T. & Dean, G. (1979). The remarriage market: Factors influencing the selection of second husbands. *Journal of Divorce*, 3, 161-173.
- Kalbfleisch, J.D. & Prentice, R.L. (1980). *The statistical analysis of failure data*. New York: Wiley.
- Kalmijn, M. (1991). *From family origins to individual destinations: The changing nature of homogamy in the United States*. Los Angeles: dissertatie, University of California.
- Klein, T. (1990). Wiederheirat nach Scheidung in der Bundesrepublik. *Kölner Zeitschrift für Soziologie*, 42, 60-80.
- Koo, H.P. & Suchindran, C.M. (1980). Effects of children on women's remarriage prospects. *Journal of Family Issues*, 1, 497-516.

- Koo, H.P., Suchindran, C.M. & Griffith, D. (1984). The effects of children on divorce and remarriage: A multivariate analysis of life table probabilities. *Population Studies*, 38, 451-472.
- Margolin, L. & White, L. (1987). The continuing role of physical attractiveness in marriage. *Journal of Marriage and the Family*, 49, 21-27.
- Marsden, P.V. (1987). Core discussion networks of Americans. *American Sociological Review*, 52, 122-131
- Matthijs, K. (1987). Hertrouwen of samenwonen na echtscheiding: een statusintegratiehypothese, *Tijdschrift voor Sociologie*, 8, 69-102.
- Milardo, R.M. (1987). Changes in social networks of women and men following divorce: A review. *Journal of Family Issues*, 8, 78-96.
- Oppenheimer, V.K. (1988). A theory of marriage timing. *American Journal of Sociology*, 94, 563-591.
- Poppel, F. van. (1992). *Trouwen in Nederland: Een historisch-demografische studie van de 19e en vroeg-20e eeuw*. Wageningen: dissertatie Landbouwniversiteit Wageningen.
- Prins, C.J.M. & Levering, J. (1992). Huwelijksluiting, huwelijksontbinding en sterfte 1976-1990; een overlevingstafelbenadering. *Maandstatistiek van de Bevolking*, 3, 17-24.
- Raschke, H.J. (1977). The role of social participation in postseparation and postdivorce adjustment. *Journal of Divorce*, 1, 129-140.
- Smeenk, W. (1998). Een ruil tussen de seksen? Leeftijdverschillen tussen mannen en vrouwen binnen samenwoonrelaties. *Mens en Maatschappij*, 73, 216-238.
- Smock, P.J. (1990). Remarriage patterns of black and white women: Reassessing the role of educational attainment. *Demography*, 27, 467-73.
- Sörensen, A.B. & Tuma, N.B. (1981). Labor market structures and job mobility. *Research in Social Stratification and Mobility*, 1, 67-94.
- South, S.J. (1991). Sociodemographic differentials in mate selection preferences. *Journal of Marriage and the Family*, 53, 928-940.
- South, S.J. & Lloyd, K.M. (1995). Spousal alternatives and marital dissolution. *American Sociological Review*, 60, 21-35.
- Spanier, G.B. & Glick, P.G. (1980). Paths to remarriage. *Journal of Divorce*, 3, 283-297.
- Spruijt, E. (1989). *Stiefgezinnen: gewoon of anders?* Amersfoort: Giordano Bruno.
- Sweet, J.A. (1973). *Differentials in remarriage probabilities*. Working Paper, 73-29, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin, Madison.
- Teachman, J.D. & Heckert, A. (1985). The impact of age and children on remarriage. *Journal of Family Issues*, 6, 185-203.
- Tilburg, T.G. van. (1989). Een gevarieerd en uitgebreid relatienetwerk: Vroege determinanten van succesvolle 'coping' met scheiding. *Mens en Maatschappij*, 64, 291-303.
- Tuma, N.B. & Hannan, M.T. (1984). *Social dynamics. Models and methods*. New York: Academic Press.
- Ultee, W.C. & Ganzeboom, H.B.G. (1993). *Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992-1993*. [databestand]. Nijmegen: vakgroep sociologie, KUN.
- Weeda, I. & Groenewold, J. (1986). *Scheiden doet lijden? - (voor)oordelen over de gevolgen van echtscheiding*. Houten: Unieboek.
- Weesie, J., Kalmijn, M., Bernasco, W. & Giesen, D. (1995). *Huishoudens in Nederland 1995*. [databestand]. Utrecht: ISCORE.
- Wolf, W.D. & MacDonald, M.M. (1979). The earnings of men and remarriage. *Demography*, 16, 389-399.
- Wu, Z. & Balakrishnan, T.R. (1994). Cohabitation after marital disruption in Canada. *Journal of Marriage and the Family*, 56