



**HERTROUWEN OF SAMENWONEN NA ECHTSCHEIDING :
EEN STATUSINTEGRATIEHYPOTHESE (*)**

K. MATTHIJS

De opzet van het onderzoek is na te gaan welke factoren bepalen dat iemand na echtscheiding hertrouwt, dan wel samenwoont, dan wel noch hertrouwt, noch samenwoont. Het onderzoek werd in 1983 uitgevoerd bij 766 in 1978 gescheiden personen. De kansen op hertrouw, respectievelijk samenwonen, worden geëvalueerd aan de hand van proportionele hazardmodellen en loglineaire analyse. Bijzondere aandacht wordt besteed aan de effecten van kindertal en leeftijd.

(*) Deelonderzoek van het onderzoeksproject naar de levensvoorwaarden van ontbonden gezinnen waarin minderjarige kinderen betrokken zijn (FKFO-project nr. 2.0082.81). Het onderzoek is uitgevoerd onder leiding van W. Dumon en J. Vanhoutvinck.

1. Inleiding

Mede doordat het aantal echtscheidingen sinds een tweetal decennia in België (zoals in andere Westeuropese landen) gevoelig is toegenomen (het jaarlijks aantal echtscheidingen per 10 000 gehuwde vrouwen is in België gestegen van 20 in 1960 tot 67 in 1984), zijn er ook een aantal verschuivingen opgetreden op de huwelijks- en hertrouwmkt. Dit komt o.m. omdat het aantal potentiële hertrouwparters na echtscheiding toeneemt met twee eenheden. Het hoeft dan ook niet te verwonderen dat het absoluut aantal hertrouwhuwelijken tijdens het voorbije decennium is toegenomen : van 8.801 in 1972 tot 10.475 in 1983. Aangezien bovendien het absoluut aantal eerste huwelijken (d.w.z. een huwelijksluiting tussen een nooit eerder gehuwde man en een nooit eerder gehuwde vrouw) in de beschouwde periode is gedaald (van 65.551 in 1972 tot 49.155 in 1983), is de proportie hertrouwhuwelijken op het totaal aantal huwelijken toegenomen : van 11.8 % in 1972 tot 17.6 % in 1983. Daardoor is de sociale zichtbaarheid van deze groep huwelijksluitingen vergroot.

Vandaag de dag zijn het vooral de uit de echt gescheidenen die de hertrouwhuwelijken constitueren (in 1984 was in 93 % van de hertrouwhuwelijken minstens één gescheidene betrokken). Toch is de hertrouwgeneigdheid van gescheidenen tijdens het voorbije decennium gedaald. De toename van het aantal hertrouwhuwelijken is in belangrijke mate achtergebleven bij de toename van de echtscheidingsfrequentie. De relatieve hertrouwratio is dus gedaald. Terwijl tussen 1965 en 1975 nog tussen 60 % en 70 % van de gescheidenen hertrouwden, is dit nu slechts 45 %; dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen.

Hertrouw is uiteraard niet het enig mogelijke alternatief na huwelijksontbinding. Een andere mogelijkheid is (postmaritaal) ongehuwd samenwonen. De huishoudens die aldus ontstaan, worden de factu-huishoudens genoemd, om ze te onderscheiden van de jure-huishoudens, die ontstaan na hertrouw. Daarmee is meteen een belangrijk onderscheid tussen beide huishoudtypes aangegeven : de karakteristieken, de duur, de timing en de evolutie van de factu-huishoudens worden (vooralsnog) niet publiek geacteerd. Er bestaat daarrond dus geen demografische statistiek. Dit betekent dat het ambtelijk statistisch bronnenmateriaal geen nauwkeurige aanduiding geeft van interactionele leefverbanden. Aangezien deze bronnen ook niet de ontbinding registreren van het ongehuwd samenwonen, onderschatten zij ook met een ongekend percentage de factu-echtscheidingen. Dit is er mede de oorzaak van dat onvoldoende wordt onderkend dat een deel van de bevolking ervaring heeft met scheiding zonder ooit gehuwd te zijn geweest. Voorlopig is het alleen mogelijk om aan de hand van grootschalig surveyonderzoek dit soort lacunes op te vullen.

In zijn huidige omvang en karakteristieken is ongehuwd samenwonen van gescheidenen een relatief nieuw fenomeen. Doorgaans wordt de ontwikkeling ervan in één adem genoemd met andere fenomenen, die gecombineerd zouden wijzen op onthuwelijking van de samenleving. Daarmee wordt bedoeld dat het huwelijk als sociaal instituut op zijn retour is. Metingen aan de hand van valide indicatoren wijzen erop dat dit gedeeltelijk juist is : huwelijken worden in toenemende mate uitgesteld, minder mensen huwen, huwelijken duren gemiddeld minder lang, en de proportie van het leven dat men als gehuwde doormaakt, daalt.

In het licht van deze ontwikkelingen hoeft het niet te verwonderen dat zich ook nieuwe sociologische probleemstellingen opdringen. Daarin kunnen twee tendensen onderkend worden. De eerste heeft betrekking op het vergelijkend onderzoek van voor de eerste maal huwenden en (premaritaal) ongehuwd samenwonenden. Dit onderzoek richt zich op de oorzaken, respectievelijk de gevolgen van huwelijk versus ongehuwd samenwonen (zie o.m. Rank, 1981; Straver, 1981; Latten, 1983. Willems & Vanderhoeft, 1986). De tweede onderzoekstraditie richt zich in hoofdzaak op de determinanten van hertrouw. Veelal komt dit onderzoekstechnisch hierop neer dat de groep van de hertrouwers wordt afgezet tegenover de niet-hertrouwers (zie o.m. Koo & Suchindran, 1980; Teachman & Heckert, 1985; Thornton, 1977). Deze werkwijze is in zoverre beperkt dat de niet-hertrouwers als een homogene groep worden beschouwd. De ongehuwd samenwonenden worden dus gevoegd bij degenen die (nog) alleen wonen. Precies deze eenzijdigheid heeft sommige onderzoekers ertoe aangezet om de omgekeerde werkwijze te volgen, namelijk de ongehuwd samenwonenden te voegen bij de hertrouwen, en deze groep dan af te zetten tegenover de restgroep (zie o.m. Trost, 1984). Ook deze werkwijze is niet helemaal juist. Er zijn immers manifeste verschillen tussen hertrouw en samenwoning, en dit zowel op het vlak van de intenties van de betrokkenen als wat de feitelijke structurering en functionering van deze huishoudens betreft.

Het is vanuit deze laatste overwegingen dat in voorliggend onderzoek een consequent onderscheid wordt gemaakt tussen hertrouw en ongehuwd samenwonen. De opzet is na te gaan welke determinanten dit onderscheid bepalen. Onderzoekstechnisch betekent dit dat wordt nagegaan welke factoren bepalen dat iemand hertrouwt dan wel samenwoont, dan wel noch hertrouwt noch samenwoont (d.i. de rest- of censorgroep). Daarbij dient dan rekening gehouden met het feit dat de hertrouwers zowel kunnen gerekruteerd worden uit de restgroep als uit de groep van de samenwonenden (een deel van de postmaritale samenwoning is ook premaritale samenwoning). De samenwonenden daarentegen kunnen alleen uit de restgroep geselecteerd worden (zie figuur).



2. Onderzoekskader

Het onderzoek waarover hier gerapporteerd wordt, maakt deel uit van een internationaal project, het zgn. Divorce Project, dat in het begin van de jaren '80 werd opgezet door het Vienna Centre (European Coordination Centre for Research and Documentation in the Social Sciences). De algemene opzet van dit project was te komen tot een beschrijving en analyse van de economische, sociale, juridische en emotionele veranderingen die optreden tijdens en na het echtscheidingsproces. Daarbij zou niet alleen de huwelijksrelatie (het echtelijk systeem) aan de orde komen, maar ook de ouder-kind relatie (het parentaal systeem). Aan de kinderen werd in het onderzoek bijzondere aandacht besteed omdat het precies één van de doelstellingen was na te gaan welke rol kinderen (kunnen) spelen bij het totstandkomen van nieuwe huishoudvormen. De eerste rudimentair vergelijkende onderzoeksresultaten hierover werden recent gepubliceerd (Czeh-Szombathy, e.a., 1985).

Om het onderzoeksopzet voor België uit te werken werd in eerste orde een populatie geselecteerd van de in 1978 volgens de demografische statistiek uit de echt gescheiden paren (N = 13.528). Een eerste steekproeftrekking van 1 op 3 echtscheidingen verliep via het Nationaal Instituut voor de Statistiek. In een tweede fase werd beslist de populatie te beperken tot Vlaanderen. Vervolgens werd uit de eerste steekproef een naar provincie gestratificeerde steekproef getrokken. Aldus kwam men tot een te bevragen geheel van 711 paren.

Om verschillende redenen was het niet mogelijk om al deze paren te bereiken. De belangrijkste zijn : (1) weigering van sommige steden en gemeenten om medewerking te verlenen aan het onderzoek, (2) hoge geografische mobiliteit, en dus onvindbaarheid van een deel van de gescheidenen, en (3) weigering van een deel van de onderzoeksgroep om geïnterviewd te worden over hun echtscheiding. Vandaar dat er van de initiele 711 koppels uiteindelijk slechts 167 konden bevroegd worden (dus 334 respondenten), terwijl in 432

andere gevallen slechts één van de vroegere partners kon geïnterviewd worden. Dit bracht het geheel op 766 respondenten. Daarvan waren er 361 mannen en 405 vrouwen.

Voor de eigenlijke analyse wordt het aantal waarnemingseenheden nog in een ander opzicht beperkt. Door allerlei administratieve moeilijkheden was immers een aantal respondenten in het onderzoek terechtgekomen die niet in 1978 gescheiden waren. Deze eenheden werden uit het onderzoek verwijderd. Dit resulteerde uiteindelijk in 737 bruikbare interviews (346 mannen en 391 vrouwen). Op een paar uitzonderingen na werden alle interviews afgenomen in de periode mei-december 1983, dus ongeveer 5 jaar na de officiële echtscheidingsdatum. Daartoe werd een getraind interviewersnet ingezet van 24 vrouwen en 10 mannen. De vrouwen realiseerden 84 % van de interviews.

De uitval van waarnemingseenheden is relatief hoog. Toch werden allerlei klassieke strategieën aangewend om de uitval te beperken. Door deze hoge nonreponse-graad wordt de externe veralgemeenbaarheid van de resultaten ernstig in het gedrang gebracht, te meer omdat er weinig redenen zijn om aan te nemen dat de uitval alleen toevallig zou zijn. Het is integendeel aannemelijk dat de redenen voor weigering in sommige gevallen rechtstreeks verband houden met de onderzoeksproblematiek. Vandaar dat zich in principe een rigoureuze en systematische vergelijking opdringt tussen de response- en de non-response-groep. In voorliggend onderzoek is het echter niet mogelijk om een precies zicht te krijgen op de richting en de kenmerken van de nonresponse. Het klassieke procédé om dit bepalen, namelijk de vergelijking van de respondenten en de niet-respondenten naar een aantal kenmerken waarvoor informatie kan verzameld worden via andere databronnen, is hier immers niet mogelijk. De reden hiervan is dat de steekproef werd getrokken op basis van de lopende demografische statistiek (echtscheidingen in 1978), terwijl door het hele selectiemechanisme van waarnemingseenheden wordt overgestapt naar de logica van de stockstatistiek (aantal gescheidenen op een bepaald ogenblik). Noch de lopende, noch de stockstatistiek kan gebruikt worden om de nonreponse te evalueren. De lopende statistiek niet omdat geen echtscheidingen worden geanalyseerd, de stockstatistiek niet omdat de onderzoeksgroep geen stock is in de ware zin van het woord. Het gaat immers alleen om degenen die in 1978 gescheiden zijn.

De gesignaleerde beperking is geen legitieme reden om analyse van de voorhanden gegevens af te wijzen. Een eerste (zwak) argument in dit verband is van empirische aard, en stelt dat verscheidene onderzoekingen hebben uitgewezen dat de relaties tussen achtergrondvariabelen voor respondenten en niet-respondenten doorgaans slechts kleine verschillen te zien geven (zie o.a. Goudy, 1976). Dit argument is zwak, omdat gelijkheid tussen de respondenten en de niet-respondenten voor een aantal achtergrondkenmerken

niet garandeert dat er ook gelijkheid is voor de in het onderzoek meer cruciale variabelen. Het tweede argument is meer van substantiële aard, en komt hierop neer dat het ook met beperkte gegevens mogelijk is een conceptueel schema uit te werken waarin de nadruk wordt gelegd op de interne geldigheid. Dit schema kan dan als hefboom dienen voor de uitbouw van verder onderzoek. Bovendien kunnen de voorradige gegevens als referentiepunt fungeren voor later panelonderzoek, waarbij dezelfde respondenten worden bevraagd met een gelijke of vergelijkbare vragenlijst. Daardoor kunnen dan bepaalde aspecten van aan de gang zijnde maatschappelijke ontwikkelingen empirisch onderbouwd worden.

3. Vroeger onderzoek naar de determinanten van hertrouw

Zoals hoger reeds werd aangegeven, bestaat het onderzoeksopzet erin na te gaan welke de determinanten zijn van hertrouw, respectievelijk samenwonen. In de vragenlijst die aan de geïnterviewden werd voorgelegd, werden een aantal uit de literatuur gekende determinanten opgenomen. Vandaar dat een overzicht van deze literatuur wordt gegeven. Opvallend daarbij is dat bijna exclusief aandacht wordt besteed aan de hertrouw van vrouwen. Dit heeft vermoedelijk te maken met het feit dat de hertrouwproblematiek vaak wordt behandeld in relatie tot vruchtbaarheid. Een gevolg hiervan is dat het onderzoek naar hertrouwfactoren toegespitst is op twee factoren, namelijk leeftijd van de vrouw bij echtscheiding, en kinderaantal.

3.1 Leeftijd bij echtscheiding

In de demografische statistiek is het een gekend gegeven dat de hertrouwkans systematisch daalt bij stijgende leeftijd (zie CBS, 1978 voor Nederland; Matthijs, 1986 voor België; Spanier & Click, 1980 voor de VSA). Dezelfde trend blijkt ook uit surveyonderzoek waarin wordt gecontroleerd voor het effect van andere factoren (Becker, Landes & Michael, 1977; Gurak & Dean, 1979; Koo & Suchindran, 1980; Spanier & Glick, 1980; Teachman & Heckert, 1985; Thornton, 1977; Trost, 1984). Wat man-vrouw verschillen betreft, blijkt uit de meeste studies dat de hertrouwkansen van gescheiden vrouwen vlugger dalen bij stijgende leeftijd dan deze van gescheiden mannen. Dit heeft vermoedelijk te maken met het feit dat vrouwen de neiging vertonen te huwen met mannen die iets ouder zijn, terwijl nochtans de discrepantie tussen de beschikbare aantallen mannen en vrouwen toeneemt bij stijgende leeftijd. Dit heeft op zijn beurt te maken met de hogere mortaliteit bij mannen. Een andere mogelijke verklaringsfactor is dat de man bij hertrouw vooral zijn sociaal-economische positie inbrengt, en de vrouw haar (seksuele) attractiviteit. Aangezien bij stijgende leeftijd de status van de

man vaak hoger wordt en de attractiviteit van de vrouw daalt, is het aannemelijk dat bij stijgende leeftijd de hertrouwkans van de vrouw sneller daalt dan die van de man (Dumon & Kooy, 1983 : 145).

3.2. Kindertal

In navolging van Becker, Landes & Michael (1977) wordt de aanwezigheid van kinderen doorgaans opgevat als een vorm van huwelijksspecifiek menselijk kapitaal. Hoe hoger dit kapitaal, hoe lager de hertrouwkans. De aanwezigheid van kinderen bemoeilijkt (in termen van mogelijkheden en tijd) het zoeken naar een geschikte en beschikbare partner. Deze nieuwe partner moet dan bovendien bereid zijn verantwoordelijkheid op te nemen voor de kinderen van iemand anders. Vandaar dat de aanwezigheid van kinderen zowel de kans op als de snelheid van hertrouw reduceert. Bovendien blijven de kinderen in het nieuwe huwelijk vaak voor moeilijkheden in de partnerrelatie zorgen. Daardoor vergroot op zijn beurt de ontbindingskans van dit nieuwe huwelijk. Terwijl kinderen in een eerste huwelijk vaak een beletsel zijn voor huwelijksontbinding, zijn zij in een tweede huwelijk soms precies een bevorderende factor van huwelijksontbinding.

De kosten die verbonden zijn aan de zorg voor kinderen, worden vooral gedragen door degene die de dagelijkse zorg (hoederecht) heeft over de kinderen. In de meerderheid van de gevallen is dit de moeder. Vandaar dat het effect van het kindertal vooral belangrijk is voor de hertrouwkansen van vrouwen, en veel minder voor deze van mannen (Becker, Landes & Michael, a.w. : 1177).

In de literatuur is er nog steeds een discussie aan de gang of het aantal dan wel het al dan niet aanwezig zijn van kinderen belangrijk is voor de hertrouwkans. Volgens Becker, Landes & Michael (a.w. : 1176) is het aantal kinderen minder belangrijk dan de aanwezigheid ervan. Dit wordt ook bevestigd door het onderzoek van Koo & Suchindran (1980). Spanier & Glick (1980) daarentegen stellen precies het omgekeerde vast, terwijl Thornton (1977) rapporteert dat beide factoren een rol spelen.

3.3 Interactie tussen leeftijd bij echtscheiding en kindertal

Koo & Suchindran (1980) hebben de hypothese naar voren gebracht dat de hertrouwkans beïnvloed wordt door het interactie-effect van leeftijd bij echtscheiding en kindertal. De centrale gedachte is dat voor vrouwen die gescheiden zijn vóór de leeftijd 25 jaar, het kinderloos zijn de kans op hertrouw vergroot, terwijl voor kinderloze vrouwen ouder dan 35

jaar deze kans verkleint. Voor vrouwen tussen 25 en 34 jaar zou er geen noemenswaardig effect zijn.

Jonge gescheiden vrouwen zonder kinderen hebben een voordeel op de huwelijksmarkt t.o.v. jonge gescheiden vrouwen met kinderen, omdat alleen de kinderlozen kunnen concurreren op de huwelijksmarkt met jonge, nooit eerder gehuwde vrouwen zonder kinderen. Kinderloze gescheidenen daarentegen die ouder zijn dan de sociaal aanvaarde leeftijd om de vruchtbaarheid te starten (ongeveer 35 jaar), hebben dit voordeel niet t.o.v. gescheiden vrouwen met kinderen. Mannen van deze leeftijdsgroep kunnen zich te oud voelen om nog aan gezinsuitbouw te beginnen (sommigen hebben bovendien al kinderen uit een vorig huwelijk). Een deel van de beschikbare mannen is gewoon geraakt te leven in een gezin met kinderen, terwijl anderen, die geen kinderen hebben, de periode van het babystadium wensen over te slaan, en dus de voorkeur geven aan een vrouw met kinderen.

Met het beschikbare empirisch materiaal van Koo & Suchindran (1980) wordt de vermelde kindertal-leeftijd interactie bevestigd. Volgens deze auteurs kan precies in dit interactie-effect een verklaring worden gevonden voor de vaststelling dat vroeger onderzoek inconsistente resultaten heeft opgeleverd betreffende het effect van de aanwezigheid van kinderen op de hertrouwkans. Ook uit het onderzoek van Teachman & Heckert (1985) komt naar voren dat er een specifiek interactie-effect is van kindertal en leeftijd van de vrouw bij echtscheiding op de hertrouwkans, en dit in de richting zoals door Koo & Suchindran (a.w.) aangegeven.

3.4. *Inkomen, opleiding*

De literatuur die handelt over het effect van inkomen op de hertrouwkans, stelt hypothesen voorop die verschillend zijn voor mannen en vrouwen. Vrouwen die buitenshuis tewerkgesteld zijn en daardoor van een inkomen genieten, zijn minder dan niet-tewerkgestelde vrouwen afhankelijk van een partner. Vandaar dat de hertrouwfrequentie van gescheiden vrouwen daalt bij toenemend inkomen. De beschikbaarheid van een inkomen is in die zin een alternatief voor hertrouw. In dezelfde zin is uit onderzoek in de VSA naar voren gekomen dat vrouwen die van een AFDC-tussenkost (*Aid to Families with Dependent Children*) genieten, een lagere hertrouwratio hebben dan vrouwen die daar niet van genieten (Bahr, 1979; Hutchens, 1979). Daar dient wel aan toegevoegd dat andere auteurs deze conclusie relativeren (Hannan, e.a., 1977; Duncan, 1983). Een ander aspect van meer psychologische aard is naar voren gebracht door Ambert (1983). Deze auteur stelt dat kapitaalkrachtige vrouwen zich op een totaal andere manier gedragen t.o.v. mannen dan financieel zwakkere vrouwen. Eerstgenoemde vrouwen hebben meer kansen om mannen te

ontmoeten, sluiten vaker vriendschap, en hebben meer vaste relaties dan de anderen. Anderzijds breken deze vrouwen ook vaker relaties af, tolereren zij minder mannelijke opdringerigheid, en zijn ze minder geneigd het ego van de man te flatteren. Dit is volgens Ambert precies het gedrag dat dysfunctioneel is op de hertrouwmkt.

Wat de hertrouwkansen van mannen in functie van hun inkomen betreft, wordt in de literatuur precies het omgekeerde gesteld: hoe hoger het inkomen, hoe hoger de hertrouwintensiteit. Ter verklaring hiervan vertrekken Becker, Michael & Landes (a.w.) van de hypothese dat de economische voordelen van hertrouw moeten gezien worden tegen de achtergrond van arbeidsverdeling tussen de partners. Mannen met een hoog inkomen zouden meer gediend zijn met hertrouw dan mannen met een laag inkomen, omdat zij meer en grotere voordelen kunnen verwachten van de vorming van een paar met iemand die gespecialiseerd is in niet-materiële aangelegenheden (a.w. : 1146).

De argumentatie van Sweet (1973) gaat in dezelfde richting. Deze auteur wijst er verder op dat lage inkomens vaak instabiele inkomens zijn, wat eveneens de hertrouwkans kan drukken. Anderzijds zal een deel van de gescheiden mannen met een laag inkomen er bewust naar streven te hertrouwen, en wel met een buitenshuilwerkende vrouw, precies omdat zo de inkomens kunnen samengevoegd worden.

De meest uitgewerkte studie over het effect van inkomen op hertrouw van mannen is deze van Wolf & MacDonald (1979). De resultaten van dit onderzoek tonen aan dat noch het absolute inkomen, noch inkomensinstabiliteit, noch inkomen t.o.v. de leeftijdgenoten enige statistisch significante impact heeft op hertrouw. Alleen kwam op consistente wijze naar voren dat een langdurig permanent inkomen de kans op hertrouw doet toenemen.

Wat het effect van de opleiding op hertrouw betreft is de literatuur minder eenduidig dan voor het inkomen. Verscheidene auteurs rapporteren dat er geen statistisch significant effect is van opleiding op de hertrouwkans (Becker, e.a., 1977; Thornton, 1977). Dit is consistent met de vaststelling dat opleiding ook weinig effect heeft op de kans op huwelijksontbinding. Andere auteurs stellen vast dat de hertrouwkans van vrouwen daalt bij stijgend opleidingsniveau (Gurak & Dean, 1979; Teachman & Heckert, 1985; Spanier & Glick, 1980). Deze resultaten komen overeen met de eerder gesignaleerde inverse relatie tussen inkomen en hertrouwkans van vrouwen. Er kan immers aangenomen worden dat er een positief verband is tussen inkomen en opleiding. Dit wordt overigens nog bevestigd door de vaststelling van Trost (1984) dat de hertrouwkansen van gescheiden mannen toenemen bij stijgend opleidingsniveau.

3.5. Duur van het ontbonden huwelijk

De duur van het ontbonden huwelijk is als effectvariabele op hertrouw veel minder empirisch onderzocht dan de andere reeds vermelde variabelen. Spanier & Glick (1980) rapporteren dat de kans op hertrouw groter is naarmate de huwelijksduur van het ontbonden huwelijk kleiner is. Deze auteurs steunen daarvoor op de analyse van ambtelijke bronnenmateriaal, waardoor het onmogelijk is het effect van deze variabele na te gaan onafhankelijk van controlevariabelen. In feite is hun vaststelling een mooi voorbeeld van een schijnbaar verband. Uit verscheidene multivariate onderzoeksdesigns blijkt namelijk dat het negatieve effect van huwelijksduur op de hertrouw omkeert na controle voor het effect van andere variabelen. Dit is vastgesteld door Becker e.a. (1977), en Teachman & Heckert (1985). Een mogelijke verklaring voor deze vaststelling is dat, wie lang is gehuwd gebleven, ook veel van het huwelijk verwacht, en er dus langer over doet om voldoende aversie ten aanzien van dit huwelijk te cumuleren eer het te ontbinden. Wanneer deze huwelijken dan toch worden ontbonden, is het in het perspectief van hertrouw.

3.6. Verstedelijkingsgraad

Ook over het effect van de verstedelijkingsgraad is er in de literatuur weinig hard empirisch materiaal beschikbaar. Dit houdt vermoedelijk verband met het feit dat het gaat om een variabele die niet op individueel niveau is gemeten, en dus supplementaire dataverzameling vereist. Een andere mogelijke verklaring is dat het bestaande onderzoek is toegespitst op hertrouw, en minder op ongehuwd samenwonen. Het is nochtans aannemelijk dat met name voor samenwoning de verstedelijkingsgraad effect sorteert, en wel in die zin dat de kans op samenwoning toeneemt bij stijgende verstedelijking.

Het enige onderzoek waarin de mate van verstedelijking als controlevariabele is opgenomen, is dat van Teachman & Heckert (1985). Daaruit blijkt dat er geen statistisch significante verschillen zijn in hertrouwkans naargelang van de verstedelijkingsgraad.

4. Data en meting

In tabel 1 worden de in het onderzoek opgenomen variabelen weergegeven samen met hun verdeling over de categorieën. De variabele 'huidige toestand' is de afhankelijke variabele. Het blijkt dat bijna 42 % van de onderzoeksgroep hertrouwd is binnen een periode van vijf jaar. Dit sluit nauw aan bij schattingen op basis van de demografische statistiek (Matthijs, 1986). De meerderheid van de hertrouwers huwt dus binnen een periode van vijf jaar. Dit

Tabel 1. Verdeling van de in de analyse opgenomen variabelen.

Variabele	Categorieën	Percentage (N = 737)
Huidige toestand	Gehuwd	41.9
	Samenwonend	25.1
	Restgroep	33.0
Geslacht	Man	46.9
	Vrouw	53.1
Leeftijd	< 25	11.4
	25 - 34	49.3
	> 35	39.4
Kinderaantal	0	27.9
	1	34.1
	2	22.1
	> 3	15.9
Opleidingsniveau	Laag	59.8
	Midden	25.1
	Hoog	15.1
Verstedelijkingsgraad	Laag	51.6
	Hoog	48.4
Huwelijksduur (jaren)	0 - 5	19.2
	6 - 10	35.8
	> 11	45.0
Duur tot hertrouw (jaren)(*)	< 1	57.9
	< 2	20.9
	< 3	9.5
	< 4	7.1
	< 5	4.6
Duur tot samenwoning (jaren)(**)	< 1	66.5
	< 2	9.7
	< 3	9.7
	< 4	8.5
	< 5	5.7

(*) N = 309

(**) N = 185

werd ook vastgesteld in ander onderzoek (zie o.m. Spanier & Gilck, 1980). Terloops weze opgemerkt dat 7 % (22 eenheden) van de hertrouwd niet meer samenwoont met de hertrouwpartner op het moment van de bevraging. Er zijn ook 6 respondenten die hertrouwd zijn met hun vroegere huwelijkspartner, en 7 respondenten wonen samen met hun vroegere partner. Ook de restgroep is heterogeen samengesteld : 28 % van deze groep heeft een vaste partner, maar maar woont er niet mee. Tenslotte dient te worden gewezen op het feit dat er geen statistisch significant verschil is tussen mannen en vrouwen wat betreft de huidige leefvorm.

Voor de categorievorming van de onafhankelijk variabelen werd enerzijds rekening gehouden met pragmatische overwegingen (zoals de steekproefomvang en de verdeling), en anderzijds met de vergelijkbaarheid met ander onderzoek. Voor het opleidingsniveau wordt een onderscheid gemaakt tussen laag (lager en lager secundair onderwijs), midden (hoger middelbaar onderwijs), en hoger (meer dan hoger middelbaar onderwijs). De verstedelijkingsgraad wordt opgedeeld in laag (gemeenten met gemengd agrarisch karakter, gemengde plattelandsgemeenten, landelijke woongemeenten en verstedelijkte woongemeenten), en hoog (gewone steden, regionale steden en grote agglomeraties). De operationalisatie van de andere variabelen is zoals in de tabel aangegeven. Wel kan nog opgemerkt worden dat de meerderheid (86 %) van degenen waarvoor is aangegeven dat zij zijn gaan samenwonen binnen het jaar na de huwelijksontbinding in feite reeds samenwoonden vóór de eigenlijke huwelijksontbinding.

5. Eerste onderzoek naar de effecten van de controlevariabelen

5.1. Methode

Aangezien de primaire opzet van de analyse erin bestaat op een dynamische wijze positieovergangen van individuen te kwantificeren, moet een techniek aangewend worden die aan specifieke condities voldoet. Zo moet de techniek voldoende flexibel zijn om toe te laten dat niet alle individuen een bepaalde gebeurtenis ondergaan, en dat de volgorde van de verschillende overgangen kan wisselen in functie van vorige karakteristieken. In eerste orde werd daarom overwogen om aansluiting te zoeken bij bepaalde variaties op de zgn. *life course analysis*, zoals die is uitgewerkt in de methodologie van (increment)-decrement life tables uit de single respectievelijk de multistate demography (zie o.a. Espenshade & Braun, 1982). Aan deze techniek zijn echter twee assumpties verbonden. Het betreft twee beperkingen die in voorliggend onderzoek van doorslaggevend belang zijn. Ten eerste is er de assumptie van populatiehomogeniteit; dit wil zeggen dat alle leden van een bepaalde

leeftijd die zich in een bepaalde toestand bevinden, verondersteld worden hetzelfde kanspatroon te volgen bij het verlaten van die toestand. Alle individuen worden dus verondersteld dezelfde conditionele kans te hebben dat een bepaalde gebeurtenis zal optreden (dezelfde $\lambda(t)$ waarden dus). Dit is een onrealistische assumptie. Concreet betekent dit bijvoorbeeld dat verondersteld wordt dat de kans op huwelijksontbinding voor elke huwelijksduur gelijk is voor elke huwelijksleeftijd. Dit is irrealistisch, aangezien het een gekend gegeven is dat de kans op huwelijksontbinding groter is voor degenen die op jonge leeftijd zijn gehuwd. Analoge voorbeelden kunnen ook gegeven worden voor hertrouw. De tweede assumptie is de zgn. Markow-assumptie, en stelt dat de kans om een transitie door te maken onafhankelijk is van de voorafgaande transities van dat individu. Ook dit is niet realistisch, omdat bepaalde fenomenen duidelijk duurzaam afhankelijk zijn. Dit wil zeggen dat de kans om een bepaalde toestand te verlaten, afhankelijk is van de tijd die men in die toestand heeft doorgebracht. Zo wordt bijvoorbeeld de kans op hertrouw van gescheidenen kleiner naarmate men langer gescheiden is.

Proportionele hazardmodellen (PH-modellen) zijn een verdere uitwerking van de life table-methodologie, waarbij wordt rekening gehouden met de vermelde problemen. Deze modellen lossen het probleem van populatiehomogeniteit op door toe te laten dat vergelijkingen worden gepreciseerd waarin onafhankelijke variabelen worden gerelateerd aan de hazardfunctie. Daarnaast komen PH-modellen ook tegemoet aan het probleem van duurzaam afhankelijkheid, door toe te laten dat de hazardfunctie varieert over de tijd; er wordt dus geen specifieke distributie verondersteld.

Proportionele hazardmodellen steunen op twee functies : de overlevingsfunctie $S(t)$ en de hazardfunctie $\lambda(t)$. In het geval van bijvoorbeeld hertrouw geeft de hazardfunctie de kans aan op hertrouw op tijdstip t , gegeven dat dit nog niet eerder is gebeurd. Kennis van $S(t)$ en $\lambda(t)$ geeft informatie over de frequentie, de timing en de sequentie waarmee gebeurtenissen optreden.

Stel dat $\lambda(t; z)$ de hazardfunctie is op moment t voor een individu waarvoor k onafhankelijke variabelen z zijn gemeten. De relatie tussen de hazardfunctie en de onafhankelijk variabelen op elk tijdstipmoment is dan

$$\begin{aligned} \lambda(t; z) &= \lambda_0(t) e^{(\beta_1 z_1 + \dots + \beta_k z_k)} \\ &= \lambda_0(t) e^{z\beta} \end{aligned}$$

waarbij $\lambda(t; z)$ de conditionele kans op hertrouw is op moment t ; $\lambda_0(t)$ is een in functie van de tijd variërende conditionele basiskans op hertrouw op moment t met als conditie $z = 0$; de β -waarden zijn een soort regressiecoëfficiënten die de effecten weergeven van de onafhankelijke variabelen bij de opwaartse of neerwaartse beweging van de basiskans op hertrouw. De factor $\lambda_0(t)$ is analoog aan de constante uit gewone kleinste kwadraten regressieanalyse, maar neemt wel een andere waarde aan op elk tijdsmoment t .

De coëfficiënten worden onder hun exponentiële vorm e^β voorgesteld. Deze waarden geven het effect weer van een onafhankelijk variabele op de basishazardfunctie. Zij duiden dus het effect aan van een variabele op de conditionele hertrouwkans op elk tijdsmoment. De statistische significantie van de afzonderlijke coëfficiënten, e^β , kan nagegaan worden aan de hand van t-toetsen (analoog aan de gewone kleinste kwadraten regressie). Toetsen op de gehele significantie van modellen kunnen uitgevoerd worden door het gebruik van aannemelijkheidsstatistieken (Kalbfleisch & Prentice, 1980).

Wanneer de e^β -coëfficiënt de waarde 1.0 aanneemt, wijst dit erop dat de betrokken variabele geen effect heeft. Coëfficiënten die verschillen van 1.0 kunnen geïnterpreteerd worden zowel in termen van frequentie als van timing van hertrouw (relatief t.o.v. de basisgroep). Een coëfficiënt groter dan 1.0 (kleiner dan 1.0) duidt aan dat het effect van een variabele het tempo en de intensiteit van hertrouw doet toenemen (afnemen). Anders uitgedrukt, waarden groter dan 1.0 duiden aan dat individuen met deze karakteristiek meer hertrouwen en dat ook vlugger doen. Is de coëfficiënt kleiner dan 1.0, dan is het aantal hertrouwhuwelijken kleiner en het tempo trager dan in vergelijking met de basisgroep. Het veranderingspercentage in de basisconditionele hertrouwkans dat geassocieerd is met een bepaalde variabele is gelijk aan $100(e^\beta - 1)$, en het percentage verandering tussen twee variabelen is gelijk aan $100(e^{\beta_1} - e^{\beta_2})$.

5.2. Resultaten

In tabel 2 worden de resultaten weergegeven van de PH-analyse. De analyse wordt afzonderlijk uitgevoerd voor hertrouwde en samenwonende mannen en vrouwen. Deze werkwijze vloeit rechtstreeks voort uit de probleemstelling, maar heeft tot gevolg dat de analyse wordt uitgevoerd op een vrij klein absoluut aantal eenheden. De daaruit voortvloeiende zwakke celbezetting kan aanleiding geven tot onstabiele resultaten.

De resultaten voor de variabele leeftijd bij hertrouwde vrouwen liggen volledig in de lijn van de verwachtingen : hoe jonger bij echtscheiding, hoe meer en hoe sneller zij hertrouwen.

Tabel 2. Hazard coëfficiënten (e^{β}) van de additieve effecten van vijf covariaten op hertrouw.

	Hertrouwde vrouwen (N = 182)	Samen-wonende vrouwen (N = 83)	Hertrouwde mannen (N = 137)	Samen-wonende mannen (N = 91)
Leeftijd				
≤ 25	1.00(a)	1.00	1.00	1.00
26 - 34	.66*	.80	1.20	.71
≥ 35	.38**	.92	.69	.83
Kindertal				
0	1.00	1.00	1.00	1.00
1	.73*	1.06	.81	1.19
2	.69	.80	.81	.97
3+	.76	1.01	.78	.79
Opleiding				
L	1.00	1.00	1.00	1.00
M	.80	1.36	1.24	1.04
H	.91	.82	.80	1.08
Verstedelijking				
L	1.00	1.00	1.00	1.00
H	1.00	1.19	.80	1.61**
Huwelijksduur				
-5 j.	1.00	1.00	1.00	1.00
-10 j.	1.07	1.64	1.35	.86
+10 j.	1.11	1.53	1.45	.86
<hr/>				
χ^2_{LR} (b)	22.71*	5.53	14.10	8.41
df	10	10	10	10

(*) $p \leq .10$

(**) $p \leq .05$

(a) De coëfficiënt 1.00 duidt op de karakteristiek van de basis-groep.

(b) Grootste aannemelijkheids χ^2 voor het verschil tussen een model zonder covariaten en het model in de tabel.

Vrouwen die gescheiden zijn tussen 26 en 34 jaar, hertrouwen aan een ritme dat 34 % trager is dan vrouwen die vóór hun 25 jaar gescheiden zijn. Voor de leeftijdsgroep van 35 jaar en ouder bedraagt dit 62 %. Voor hertrouwende mannen is de leeftijdsimpact minder eenduidig. Mannen die gescheiden zijn tussen 26 en 34 jaar, hertrouwen aan een ritme dat 20 % hoger is dan de basisgroep. Voor de oudste leeftijdsgroep valt dit percentage terug. Wat de frequentie en snelheid van samenwoning in functie van leeftijd betreft, laten gescheiden mannen en vrouwen een vergelijkbaar profiel zien : eerst is er een terugval t.o.v. de basisgroep (20 % voor vrouwen, 29 % voor mannen), daarna is er opnieuw een toename. Toch blijft de kans op samenwoning van de oudste leeftijdsgroep lager dan deze van de jongste groep. De waarden zijn echter niet statistisch significant.

Eveneens in de lijn van de verwachtingen ligt de vaststelling dat de aanwezigheid van kinderen de frequentie van hertrouw drukt. Dit geldt zowel voor hertrouwde mannen als voor hertrouwde vrouwen. Opmerkelijk is evenwel dat het aantal kinderen blijkbaar minder belangrijk is dan de aanwezigheid ervan (in verdere stadia van de analyse wordt hierop nog teruggekomen). Het effect van de variabele kindertal op de kans op samenwoning is minder eenduidig.

Ook voor de variabele opleidingsniveau is er geen eenduidig patroon. Voor hertrouwde vrouwen is de frequentie van hertrouw lager in de middelste en hogere opleidingsgroep. Voor de hoogste opleidingsgroep is de hertrouwintensiteit echter hoger dan in de middengroep. Opmerkelijk is ook dat de frequentie van hertrouw van gescheiden mannen in de hoogste opleidingsgroep 20 % lager is dan in de basisgroep. Dit is het omgekeerde van wat op grond van de hypothesen zou verwacht worden. De kans op samenwoning van gescheiden mannen met een hoog opleidingsniveau is echter hoger (8 %) dan deze van mannen met een laag opleidingsniveau. Ook deze waarden zijn niet statistisch significant.

Wat het effect van de variabele verstedelijking betreft, is het opmerkelijk dat de frequentie van samenwoning bij gescheiden mannen uit hoog verstedelijkte regio's 61 % groter is dan bij mannen uit laag verstedelijkte regio's. Dit effect is statistisch significant op .05 niveau. Dezelfde tendens komt ook naar voren bij samenwonende vrouwen, zij het op veel minder uitgesproken wijze.

Geheel in de lijn van de verwachtingen ligt de vaststelling dat de frequentie van hertrouw toeneemt naarmate de duur van het vorig huwelijk groter is. Voor mannen is deze trend duidelijker geprofileerd dan voor vrouwen. Wat samenwoning in functie van huwelijksduur betref, laten mannen en vrouwen een ander profiel zien. Terwijl de frequentie van samenwoning voor lang gehuwde vrouwen groter is dan voor vrouwen uit de basisgroep

(huwelijksduur minder dan 5 jaar), is dat voor samenwonende mannen precies omgekeerd. Blijkbaar gedragen gescheiden mannen en vrouwen zich anders in functie van de duur van het vorig huwelijk : vrouwen gaan eerder samenwonen bij de toenemende huwelijksduur, terwijl mannen eerder hertrouwen. Opnieuw blijkt hier dat het niet legitiem is om hertrouwers en samenwonenden zonder meer samen te voegen tot één groep.

Tenslotte dient i.v.m. tabel 2 nog opgemerkt dat slechts één model in de richting van statistische significantie wijst, namelijk dat voor hertrouwde vrouwen. Dit wordt in hoofdzaak gerealiseerd door het effect van de variabelen leeftijd bij echtscheiding en kindertal.

Hoger werd er reeds op gewezen dat in de literatuur wordt gesuggereerd dat de hertrouwkans van vrouwen ook wordt beïnvloed door de interactie tussen kindertal en leeftijd bij echtscheiding. In tabel 3 wordt deze hypothese getest. De interactieterm wordt samengesteld door de cross-classificering van kindertal en leeftijd bij echtscheiding, waarbij de groep van vrouwen ouder dan 35 jaar met 3 of meer kinderen als basisgroep fungeert. De e^{β} -coëfficiënten zijn geassocieerd met de leeftijd-kindertal variabele, en bevatten dus zowel de hoofd- als de interactie-effecten. Voor een goed begrip weze opgemerkt dat ook de andere onafhankelijke variabelen in deze analyse werden opgenomen.

Uit de resultaten blijkt dat, onafhankelijk van opleiding, verstedelijkingsgraad en huwelijksduur, het effect van kindertal op de hertrouwkansen van vrouwen varieert in functie van de leeftijd bij echtscheiding. Nochtans is dit beperkt tot de jongste leeftijdsgroep. Voor deze groep blijkt dat de hertrouwkansen systematisch dalen bij stijgend kindertal. Zowel de aanwezigheid als het aantal kinderen heeft effect. Voor de twee andere leeftijdsgroepen is er daarentegen geen effect. Dit bevestigt maar ten dele de hypothese van Koo & Suchindran (1980) en Teachman & Heckert (1985) (zie hoger).

6. Verdere analyse van het effect van leeftijd en kindertal op de hertrouwen samenwoningskansen van vrouwen

Uit de uitgevoerde PH-analyses is gebleken dat alleen het model voor hertrouwde vrouwen wijst in de richting van statistische significantie. Daarom wordt op dit aspect van het onderzoek nader ingegaan. Om vergelijkende interpretatie mogelijk te maken, wordt ook het samenwoningsgedrag van vrouwen opgenomen in de verder analyse. Omdat de PH-resultaten dit suggereren, wordt het onderzoek beperkt tot twee covariaten : leeftijd bij echtscheiding en kindertal. De beperking tot vrouwen heeft bovendien als voordeel dat de variabele kindertal een nauwkeuriger af te bakenen betekenis heeft dan bij mannen. Het is

Tabel 3. Hazard coëfficiënten (e^β) van de interactie-effecten van leeftijd bij echtscheiding en aanwezigheid van, resp. aantal, kinderen (hertrouwde vrouwen).

Leeftijd	Kinderaantal	e^β
≤ 25	0	3.73**
	1	2.28*
	2	0.90
	≥ 3(a)	-
26 - 34	0	1.96*
	1	1.48
	2	1.63
	≥ 3	1.59
≥ 35	0	1.06
	1	1.00
	2	0.91
	≥ 3(b)	1.00
χ^2_{LR}		26.12**
df		15

(*) $p \leq .10$

(**) $p \leq .05$

(a) Geen celbezetting; weggelaten categorie

(b) De coëfficiënt 1.00 duidt op de karakteristiek van de basisgroep.

immers in hoofdzaak aan vrouwen dat de dagelijkse zorg (hoederecht) over de kinderen wordt toevertrouwd.

Het effect van de variabelen leeftijd en kindertal, en van hun interactie, op het hertrouw- en samenwoningsgedrag van vrouwen, zal geanalyseerd worden aan de hand van loglineaire modellen. Omdat deze analysetechniek ten behoeve van voorliggend onderzoek specifiek werd uitgewerkt (onder meer om de logica van competitieve risico's te benaderen), wordt in bijlage 1 ter zake enige verduidelijking gegeven.

6.1. Eerste evaluatie van de effecten van leeftijd en kindertal

In tabel 4 worden de te analyseren gegevens gepresenteerd. Om de inhoudelijke nauwkeurigheid op te voeren, worden binnen de variabele leeftijd vijf categorieën onderkend. De kostprijs daarvan is uiteraard een zwakke celbezetting, wat kan leiden tot onstabiele resultaten. Bovendien is er in de jongste leeftijdsgroep geen enkele vrouw met drie of meer kinderen. In termen van loglineaire analyse wordt deze cel als een structurele nul behandeld. Dit heeft tot gevolg dat voor de analyse van de interactieterm in het gesatureerd model (waar per definitie de verwachte frequenties gelijk zijn aan de geobserveerde frequenties) problemen ontstaan, aangezien het model overgeparametriseerd is. Daarop wordt later nog teruggekomen.

In tabel 5 worden de resultaten voor enkele geselecteerde modellen uit de loglineaire analyse weergegeven. Mede in het licht van het criterium spaarzaamheid bij de keuze van een adequaat model, blijkt uit deze resultaten dat kan geopteerd worden voor model TL, KL. Het associatiepatroon in de driedimensionele tabel kan dus beschreven worden met twee partiële associaties : één tussen leefvorm en leeftijd, en één tussen kindertal en leeftijd. Dit betekent dat het verband tussen leefvorm en kindertal vrijwel verdwijnt binnen de leeftijdsgroepen. De samenhang tussen kindertal en leeftijd wijzigt niet noemenswaardig in functie van de leefvorm, zoals de samenhang tussen leefvorm en leeftijd niet verschillend is binnen elke categorie van kinderaantal. Anders en ietwat geforceerd uitgedrukt : het verband tussen leefvorm en kindertal komt tot stand via de leeftijd. In wat volgt wordt dieper ingegaan op het effect van de leeftijd bij echtscheiding op de hertrouw- respectievelijk samenwoningskans, en dit steunend op model TL, KL.

Tabel 6 bevat de relatieve kansverhoudingen van het behoren (in functie van leeftijd) tot de hertrouwen, de samenwonenden of de restgroep, waarbij elk van deze modaliteiten wordt afgezet tegenover de twee andere groepen. Uit deze waarden blijkt dat, met uitzondering van de oudste leeftijdsgroep, de hertrouwkans systematisch daalt bij stijgende leeftijd. De

Tabel 4. Verdeling van de onderzoeksgroep (vrouwen) naar leeftijd, kindertal en leefvorm

leefvorm	leeftijd	kindertal			
		0	1	2	≥3
gehuwd	≤ 25	22	20	2	0
	26 - 30	21	30	15	3
	31 - 35	5	9	10	10
	36 - 40	2	4	3	8
	> 40	5	4	6	6
samenwonend	≤ 25	4	6	2	0
	26 - 30	5	12	4	2
	31 - 35	5	9	7	2
	36 - 40	2	1	1	6
	> 40	2	6	2	6
restgroep	≤ 25	1	4	2	0
	26 - 30	10	12	7	1
	31 - 35	3	10	12	6
	36 - 40	3	8	6	11
	> 40	5	4	5	6

Tabel 5. Enkele geselecteerde modellen uit de loglineaire analyse op de tabel leefvorm (aangeduid als T), leeftijd (L) en kindertal (K)

	L	df	p
KL	97.8	38	.000
T,KL	57.1	36	.014
TK,KL	48.3	30	.019
TL,KL	20.9	28	.829
TK,TL,KL	16.9	22	.769
TKL	0	0	-

kans op samenwonen daarentegen laat een wisselend patroon zien, terwijl de kans op het behoren tot de restgroep toeneemt bij stijgende leeftijd, opnieuw met uitzondering van de oudste leeftijdsgroep.

De resultaten van tabel 6 zijn in zoverre vertekend dat elke categorie wordt afgezet tegenover de twee andere. Dit is niet realistisch, omdat de hertrouwers zowel uit de groep van de samenwonenden als uit de restgroep kunnen gerekruteerd worden, en de samenwonenden alleen uit de restgroep. In tabel 7 wordt met deze beperking rekening gehouden. Aan de hand van zogenaamde continuation ratios wordt hier de logica van competitieve risico's benaderd door de β -waarden van de samenwonenden te delen door deze van de restgroep.

De samenwonenden laten nu een profiel zien dat volledig parallel is aan dat van de hertrouwen, dit wil zeggen dat, met uitzondering van de oudste groep, de kans op samenwoning daalt bij stijgende leeftijd. Een belangrijke vaststelling is dat voor de leeftijdsgroep van 31 tot 35 jaar, evenals voor de oudste groep, de kans op samenwoning groter is dan de hertrouwkans. Een en ander komt duidelijker visueel naar voren in figuur 1, waar de waarden van de multiplicatieve ontbinding van de kansverhoudingen naar leeftijd grafisch worden voorgesteld (onder logaritmevorm).

Met de beschikbare gegevens is het niet evalueerbaar op welke leeftijd de kans op samenwoning groter wordt dan de hertrouwkans. Mede omwille van de zwakke celbezetting is het immers moeilijk te beoordelen of de vaststelling dat de hertrouwkans in de leeftijdsgroep van 36 tot 40 jaar groter is dan de samenwoningskans op toeval berust, dan wel een sociaal betekenisvol verschijnsel is. Om dit na te gaan is onderzoek vereist met grotere steekproeven.

6.2. Het effect van kindertal nader beschouwd

Uit de uitgevoerde loglineaire analyse (tabel 5) is gebleken dat het effect van het kindertal op de hertrouwkans van vrouwen ondergeschikt is aan dat van de leeftijd van de vrouw bij echtscheiding. Toch zijn er concrete aanduidingen dat ook deze variabele de hertrouwkans beïnvloedt. In tabel 8 worden de relevante parameters (continuation ratios) weergegeven om het effect van het kindertal te meten (steunend op model TK, TL, KL). Hieruit blijkt dat, onafhankelijk van de leeftijd, het effect van het kindertal op hertrouw een (zwak) U-functioneel patroon laat zien, dit wil zeggen dat de hertrouwkans het grootst is bij vrouwen zonder en met drie of meer kinderen. Bij de samenwonenden is dit patroon niet aanwezig. Hier dient evenwel opgemerkt dat het gaat om waarden die niet statistisch significant zijn.

Tabel 6. Multiplicatieve ontbinding van de kansverhoudingen voor het behoren tot een specifieke categorie (gehuwd-samenwonend-rest) telkens ten opzichte van de twee andere categorieën (steunend op model LT,KL)

	Gehuwd	Samenwonend	Rest
Overall-effect	.902	.307	.451
≤ 25	2.660	1.113	.338
26 - 30	1.455	.823	.835
31 - 35	.706	1.152	1.230
36 - 40	.563	.745	2.381
> 40	.651	1.270	1.211

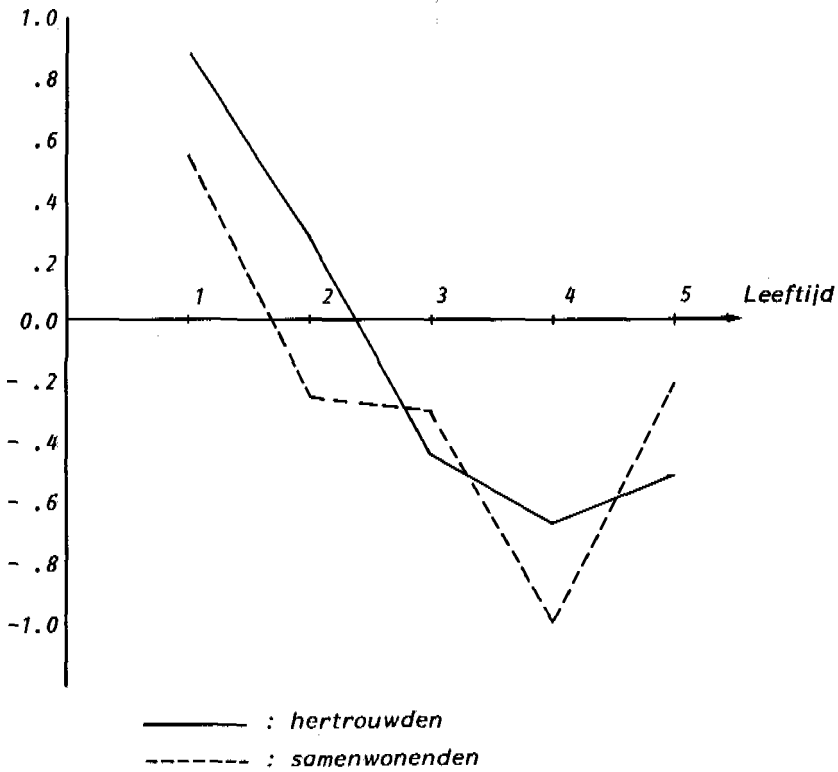
Tabel 7. Multiplicatieve ontbinding van de kansverhoudingen voor het behoren tot de hertrouwen respectievelijk de samenwonenden met recruiteringsrestricties (R + S + H en R + S) (steunend op model LT,KL)

	Gehuwd	Samenwonend
Overall-effect	.902	.775
≤ 25	2.660	2.214
26 - 30	1.455	.990
31 - 35	.706	.957
36 - 40	.563	.461
> 40	.651	1.033

Tabel 8. Multiplicatieve ontbinding van de kansverhoudingen voor het behoren tot de hertrouwen of de samenwonenden (model KT,LT,KL)

		Gehuwd	Samenwonend
Overall-effect		.924	.758
Leeftijd	1	2.694	2.151
	2	1.501	1.001
	3	.721	1.006
	4	.541	.444
	5	.634	1.039
Kindertal	0	1.168	1.018
	1	.834	1.166
	2	.909	.705
	≥ 3	1.129	1.195

Figuur 1. Log-kansverhoudingen van hertrouw en samenwoning in functie van leeftijd bij echtscheiding (model LT, KL)



6.3. Het interactie-effect leeftijd-kindertal

Uit de uitgevoerde PH-analyses is naar voren gekomen dat, onafhankelijk van het effect van leeftijd en kindertal, ook de interactieterm leeftijd-kindertal de hertrouwkans van vrouwen beïnvloedt. Het is de bedoeling om aan de hand van loglineaire analyse van het gesatureerd model deze vaststelling preciezer uit te tekenen.

In tabel 9 en 10 worden de kansverhoudingen uit het gesatureerde model weergegeven voor respectievelijk de gehuwden en de samenwonenden. Het eerste cijferblok bevat, rekening houdend met het aantal categorieën, de multiplicatieve parameters (de zgn. beta-waarden); het tweede blok geeft de eigenlijke effecten waarbij de hoofd- en marginale effecten worden ingecalculeerd. In tabel 11 en 12 worden deze waarden nogmaals voorgesteld onder logaritmevorm (het gaat om de niet tussen haakjes geplaatste waarden). Deze waarden zijn in een ietwat ongewone ruitvorm weergegeven. Verder zal blijken dat dit een elegant visueel hulpmiddel is dat de interpretatie vergemakkelijkt.

Zoals hoger reeds werd opgemerkt, ontstaan er problemen van overparametrisatie bij de loglineaire analyse van een gesatureerd model met structurele nullen. Daardoor kunnen de effectwaarden zoals weergegeven in de tabellen 9 t/m 12 ietwat vertekend zijn. Vandaar dat ter vergelijking in tabel 11 en 12 ook de empirische logits worden weergegeven (de waarden die tussen de haakjes staan vermeld). Zoals blijkt is het patroon van beide cijferreeksen erg gelijklopend.

Een eerste conclusie uit tabel 9 en 11 is een bevestiging van wat hoger reeds werd gerapporteerd : voor de jongste leeftijdsgroep daalt de hertrouwkans fors bij toenemend kindertal. Voor de andere leeftijdsgroepen is er geen consistent patroon in het differentiële hertrouwedrag in functie van kindertal. Ook voor de samenwonenden (zie tabel 10 en 12) geldt dat de kans op samenwoning in de jongste leeftijdsgroep daalt bij stijgend kindertal. Hetzelfde geldt voor de leeftijdsgroep van 31 tot 35 jaar. Voor de andere leeftijdsgroepen is er geen systematisch stijgend of dalend patroon.

De interpretatie van het verloop van de in tabel 11 en 12 vermelde waarden kan in twee richtingen gebeuren : horizontaal en verticaal. De verticale as is het duidelijkst geprofileerd, en wijst in wezen op de toenemende belasting (de minuszijde van het aanbod op de huwelijksmarkt) die ontstaat bij stijgende leeftijd en kindertal. Er zijn aanwijzingen dat hier sprake is van een cumulatief deficit, en wel in die zin dat de hertrouwkans maximaal is bij jonge vrouwen zonder kinderen en minimaal bij oudere vrouwen met meerdere kinderen. Bij

Tabel 9. Multiplicatieve ontbinding van de kansverhoudingen voor het behoren tot de hertrouwd en de samenwonenden (gesatureerd model)

Leeftijd	Kindertal				(*)
	0	1	2	≥ 3	
≤ 25	1.000	.504	.145	-	4.923
26 - 30	1.133	1.301	1.685	.402	1.170
31 - 35	.909	.911	1.196	1.009	.634
36 - 40	.785	1.909	1.450	.460	.484
> 40	1.237	.877	2.353	.392	.567
(*)	1.012	.743	.656	2.030	1.104
≤ 25	5.500	2.035	.517	-	1.795
26 - 30	1.481	1.249	1.427	1.054	1.292
31 - 35	.644	.474	.549	1.434	.700
36 - 40	.525	.758	.508	.499	.535
> 40	.784	.408	.966	.498	.626
(**)	1.118	.821	.724	.783	

Tabel 10. Multiplicatieve ontbinding van de kansverhoudingen voor het behoren tot de samenwonenden (t.o.v. de restgroep) (gesatureerd model)

Leeftijd	Kindertal				(*)
	0	1	2	≥ 3	
≤ 25	1.258	.633	.588	-	3.271
26 - 30	.485	1.257	1.082	1.516	1.069
31 - 35	1.921	1.337	1.320	.295	.902
36 - 40	1.735	.399	1.280	1.130	.372
> 40	.491	2.360	.931	.927	.853
(*)	1.188	.913	.592	1.558	.817
≤ 25	3.994	1.545	.930	-	1.790
26 - 30	.503	1.002	.559	2.063	.873
31 - 35	1.682	.900	.576	.339	.737
36 - 40	.626	.111	.230	.535	.304
> 40	.407	1.502	.384	1.007	.697
(**)	.970	.747	.483	.784	

(*) marginale effecten en hoofdeffect

(**) geometrisch gemiddelde (idem voor de laatste verticale kolom)

Tabel 11. Effecten van leeftijd en kindertal op de hertrouwkans van vrouwen: log-kansverhoudingen en empirische logits (tussen de haakjes)

			1	0			
		2	1.705 (4.400)		1		
Leeftijd		3	.393 (1.400)	.711 (2.000)	2	Kindertal	
		4	-.440 (.625)	.222 (1.250)	3		
		5	-.856 (.400)	-.747 (.474)	-		
\bar{x}_C			-.243 (.714)	-.277 (.444)	-.560 (.526)	.053 (1.000)	.585
	\bar{x}_C		.112	-.897 (.400)	-.677 (.429)	.361 (1.250)	.256
				-.197	-.035 (.857)	-.695 (.471)	-.357
					-.323	-.697 (.500)	-.626
						-.245	-.468

Tabel 12. Effecten van leeftijd en kindertal op de samenwoningskans van vrouwen: log-kansverhoudingen en empirische logits (tussen de haakjes)

			1	0			
		2	1.385 (4.000)		1		
Leeftijd		3	-.687 (.500)	.435 (1.500)	2	Kindertal	
		4	.520 (1.667)	.002 (1.000)	3		
		5	-.468 (.667)	-.105 (.900)	-.582 (.571)	-	
\bar{x}_C			-.899 (.400)	-2.198 (.125)	-.552 (.583)	.724 (2.000)	.582
	\bar{x}_C		-.030	.407 (1.500)	-1.470 (.167)	-1.082 (.333)	-.136
				-.292	-.957 (.400)	-.626 (.546)	-.305
					.727	.007 (1.000)	-1.190
						-.244	-.361

samenwonende vrouwen is er een vergelijkbare, doch minder uitgesproken en consistente tendens.

Uiteraard loopt stijgende leeftijd niet automatisch parallel met toenemend kindertal. Deze variabelen kunnen elkaar doorkruisen. Dit is precies wat tot uitdrukking komt op de horizontale as. Deze as is minder ondubbelzinnig benoembaar. Wel zijn er aanduidingen dat de hertrouwkansen kleiner zijn bij jonge vrouwen met meerdere kinderen en bij oudere vrouwen zonder kinderen. De hertrouwkans is derhalve laag bij statusinconsistente posities. Deze vaststelling is vooral interessant in het licht van de waarnemingen m.b.t. de samenwonenden. Er zijn namelijk aanwijzingen dat zich bij hen precies de omgekeerde trend voordoet. In het licht van de zwakke celbezetting dient deze conclusie echter met de nodige reserves te worden getrokken. Toch sluiten de hier gerapporteerde resultaten, evenals de notie statusinconsistentie, perfect aan bij de theoretische uitwerkingen van auteurs die dieper zijn ingegaan op het interactie-effect van leeftijd en kindertal op hertrouw (Koo & Suchindran, 1980; Teachman & Heckert, 1985).

7. Conclusie

1. Het is niet strategisch en in zekere zin ook onjuist om echtscheiding op te vatten als een terminale gebeurtenis die leidt tot "de echt alleenstaanden". Echtscheiding is veeleer een transitieproces waardoor huishoudvormen worden gewisseld, en niet alleen afgebouwd. Uit het hier gerapporteerde onderzoek blijkt dat er binnen een periode van vijf jaar na de juridische scheiding een nieuw relationeel huishoudtype ontstaat in bijna 70 % van de gevallen. Meer dan 40 % van de aanvangsgroep is binnen de vijf jaar hertrouwd, en meer dan 25 % leeft samen met een vaste partner. Het is mogelijk dat deze percentages nog onderschat zijn, omdat de onderzoeksperiode beperkt is tot vijf jaar. Daar staat echter tegenover dat de concipiëring van huishoudvormen als transitieproducten impliceert dat individuen binnen en tussen huishoudvormen wisselen. Dat geldt ook na hertrouw of samenwoning. Anders uitgedrukt : ook hertrouw of postmaritale samenwoning is geen terminale gebeurtenis. De kettingen van huishoudtypes die individuen doorlopen worden derhalve langer en meer gedifferentieerd, terwijl ook de schakels van de hertrouw- en echtscheidingskettingen kunnen wisselen.

2. De vrij hoge frequentie waarmee individuen na echtscheiding een nieuw relationeel huishoudtype vormen, suggereert dat de positie van de alleenstaande gescheidenen vrij oncomfortabel is. Dit is echter moeilijk te evalueren, precies omdat de morfologie van deze gescheidenen moeilijk reconstrueerbaar is. Uit het onderzoek blijkt dat 58 % van de hertrouwd en samenwonenden reeds samenleefde met de nieuwe partner vóór de

echtscheiding officieel werd bekrachtigd. Een aanzienlijk deel van de uit de echt gescheidenen heeft derhalve nooit als gescheiden gewoond in de relationele betekenis van het woord. Louter morfologisch beschouwd is het voor kinderen dus mogelijk om over te schakelen van het ene twee-oudergezin naar het andere.

3. Voorgaande vaststelling heeft tot gevolg dat de variabele interval tussen opeenvolgende huishoudtypes steeds kleiner en in zekere zin ook steeds minder belangrijk wordt (in de sociale betekenis van het woord). Er zijn serieuze redenen om aan te nemen dat het beslissingsproces om te hertrouwen minder lang duurt dan dat om te huwen. Dit betekent dat de beschrijving van de situatie van de gescheidenen als een zgn. interimssituatie steeds atypischer wordt, en gedeeltelijk zelfs onjuist is. Toch is 'interimssituatie' voor een deel van de gescheidenen een correcte aanduiding van het doorlopen transitieproces.

4. De aanwezigheid van kinderen is van ondergeschikt belang bij het antwoord op de vraag of men al dan niet zal hertrouwen. Dit verklaart waarom de hertrouwratio van mannen en vrouwen ongeveer gelijk is, terwijl nochtans het hoederecht doorgaans door de vrouw wordt waargenomen. Omgekeerd kan de geboorte van een kind binnen de nieuwe relatie wel een voldoende reden zijn om te hertrouwen. Derhalve wordt zowel de conjugale als de parentale carrière meer gedifferentieerd. Dit kan aanleiding geven tot vrij complexe huishoudvormen, waarvoor ook wel de term nieuw uitgebreid gezin wordt gebruikt. Dit is bijvoorbeeld het geval wanneer beide hertrouwparters kinderen hebben uit een vorig huwelijk, en bovendien ook eigen kinderen. Deze term geeft het onderscheid aan met het traditioneel uitgebreid gezin. Alhoewel uit onderzoek blijkt dat dit gezinstype nauwelijks heeft bestaan, dient toch gewezen op een belangrijk onderscheid met het huidige uitgebreide gezinstype. De vroegere uitgebreide gezinstypes waren namelijk vooral intergeneratieel samengesteld, en kregen hun normatief beslag via bloedverwantschap. Het nieuwe uitgebreide gezin is echter noch intergeneratieel samengesteld (beschouw naar het criterium generationele samenstelling vertoont het integendeel veel gelijkenis met nucleaire gezin), noch kan het gelegitimeerd worden via bloedverwantschap.

5. Een bijzonder probleem om maatschappelijke ontwikkelingen in deze materie te evalueren, is dat er weinig is geweten over postmaritale samenwoning, mede omdat dit gedrag niet publiek wordt geacteerd. Ook de ontbinding ervan wordt derhalve niet geregistreerd. Over de wenselijkheid en de haalbaarheid om een en ander in die zin te organiseren, kunnen zeer uiteenlopende standpunten worden ingenomen. In ieder geval heeft de huidige situatie tot gevolg dat men alert moet blijven voor de geldigheid van bepaalde metingen. Zo is bijvoorbeeld de kans op ontbinding van hertrouwhuwelijken geen geldige indicator voor de ontbindingskans van huishoudens die ontstaan na echtscheiding.

Een ander voorbeeld is dat een deel van de samenwonenden ervaring kan hebben met een tweede scheiding zonder ooit te zijn hertrouwd. Daarmee moet rekening worden gehouden bij de morfologische reconstructie en de wetenschappelijke analyse van (evoluties in) huishoudvormen.

6. Uit de analyse blijkt duidelijk dat, op enkele uitzonderingen niet te na gesproken, leeftijd bij echtscheiding een belangrijke determinant is van zowel hertrouw als samenwoning. Tot de leeftijd van ongeveer 35 jaar daalt zowel de hertrouw- als de samenwoningskans. Nadien is er voor beide een tendens tot toename. Nochtans is de dalingstendens zwakker en de toenametendens groter bij samenwonenden dan bij hertrouwers. Vandaar dat vanaf een bepaalde leeftijd de kans op samenwoning groter is dan deze op hertrouw. Zoals aangegeven is de betekenis van kindertal voor hertrouw/samenwoning van ondergeschikt belang. Toch kan deze factor, gecombineerd met de leeftijd, aanleiding geven tot een vorm van cumulatief deficit, waardoor de hertrouwkans gevoelig wordt gedrukt. Over het algemeen kan gesteld worden dat de hertrouwkans daalt bij toenemende belasting door hoge leeftijd en/of hoog kindertal.

De aanwezigheid van (meerdere) kinderen kan dus een supplementaire belastende factor zijn die hertrouw bemoeilijkt. Kindertal en leeftijd van de vrouw bij scheiding kunnen elkaar echter ook doorkruisen. Dat leidt tot atypische positieconfiguraties, zoals jonge vrouwen met meerdere kinderen of oudere vrouwen zonder kinderen. De hertrouwkans van deze groepen is relatief laag. Blijkbaar is hertrouw een moeilijk realiseerbaar alternatief om inconsistente positieconfiguraties te verlaten. Omgekeerd wordt de kans op samenwoning binnen inconsistente positieconfiguraties groter. De hertrouwkans van groepen kan derhalve een indicator zijn van de probleemgevoeligheid van bepaalde positieconfiguraties. Gecombineerd kunnen de noties cumulatief deficit (door hoge leeftijd en/of kindertal) en atypische positieconfiguratie samengevat worden onder de noemer statusintegratie. Hoe lager de statusintegratie, hoe lager de hertrouwkans, en hoe hoger de kans op samenwoning.

7. Het is een gekend gegeven dat in vele landen de versoepeling van de echtscheidingswetgeving heeft geleid tot een tijdelijk ophopingseffect van het aantal echtscheidingen van groepen die voordien lage echtscheidingscijfers te zien gaven. Een voorbeeld hiervan zijn de huishoudens met meerdere kinderen. Dit zou kunnen betekenen dat zich groepen op de hertrouwmarkt aanbieden met structurele karakteristieken die hertrouw zeer bemoeilijken, maar die wel een uitweg vinden via samenwoning. Het is derhalve niet ondenkbaar dat de daling van de hertrouwratio (sinds 1976) en de toename van het postmaritaal samenwonen mede op rekening vallen te schrijven van veranderingen die

veroorzaakt worden door wijziging van de echtscheidingswetgeving. Dit is een fraai voorbeeld van wat men in de sociologie aanduidt als een nietbedoeld gevolg.

BIJLAGE 1 (uitgewerkt door L. Daemen)

Het centrale probleempunt dat zich stelt is hoe binnen het loglineair model zo goed mogelijk de logica van competitieve risico's kan benaderd en gekwantificeerd worden. Anders uitgedrukt: hoe kan er rekening mede gehouden worden dat de hertrouwers zowel uit de restgroep als uit de groep van de samenwonenden kunnen gerecruteerd worden, terwijl de samenwonenden alleen uit de restgroep kunnen geselecteerd worden. In het gewone geval waarbij één categorie van de afhankelijk variabele wordt afgezet tegenover één andere categorie, kunnen de nodige parameters direct afgeleid worden uit de parameters van het gewone loglineaire model. In het geval echter dat één categorie wordt afgezet t.o.v. twee of meer andere categorieën (zoals voor de gehuwden het geval is) is de werkwijze niet meer evident. Ideaal zou moeten gewerkt worden met de verhouding $f_H / (f_S + f_R)$, maar de optelling in de noemer is incompatibel met het multiplicatief kader van loglineaire analyse. Als oplossing is geopteerd om $(f_S + f_R)$ te benaderen via een op een geometrisch gemiddelde gebaseerde maat, nl. $2\sqrt{f_S f_R}$. In de mate dat de verdeling $(f_S; f_R)$ niet al te scheef is, is de benadering ruimschoots adequaat als basis voor verdere berekeningen.

Als T = huidige leefvorm, C = kindertal en L = leeftijd dan is volgens het gesatureerde model

$$F_{kij}^{TCL} = n \cdot \beta_k^T \cdot \beta_1^C \cdot \beta_j^L \cdot \beta_{ki}^{TC} \cdot \beta_{kj}^{TL} \cdot \beta_{ij}^{KL} \cdot \beta_{kij}^{TCL} \quad (1)$$

waarbij de traditionele identificatie-restricties op de parameters van toepassing zijn.

Welnu, het bepalen van de kansverhouding voor het behoren tot categorie 1 van de variabele L, t.o.v. de overige categorieën van L (1) gaat uit van volgende bepaling:

$$\phi_{ij}(1) \equiv \frac{F_{1ij}^{TCL}}{F_{ij}^{TCL}} \quad (2)$$

Ideaal genomen, zou F_{1ij}^{TCL} moeten worden bepaald als

$$F_{1ij}^{TCL} = \sum_{k=2}^K F_{kij}^{TCL}$$

Echter omwille van de hoger aangehaalde overwegingen wordt hier geopteerd om F_{1ij}^{TCL} te bepalen als

$$F_{1ij}^{TCL} \equiv (K-1) \sqrt[K]{\sum_{k=2}^K F_{kij}^{TCL}}$$

wat in termen van (1) kan worden uitgewerkt worden tot

$$F_{11j}^{TCL} = (K-1) \left(\eta \beta_1^C \beta_j^L \beta_{1j}^{CL} \right)^{K-1} \sqrt{\prod_{k=2}^K \beta_k^T \beta_{ki}^{TC} \beta_{kj}^{TL} \beta_{kij}^{TCL}}$$

$$= (K-1) \left(\eta \beta_1^C \beta_j^L \beta_{1j}^{CL} \right)^{K-1} \sqrt{(\beta_1^T)^{-1} (\beta_{11}^{TC})^{-1} (\beta_{1j}^{TL})^{-1} (\beta_{11j}^{TCL})^{-1}}$$

Hierdoor kan $\phi_{1j}(1)$ uitgewerkt worden tot

$$\phi_{1j}(1) = \frac{1}{(K-1)} \cdot \frac{\beta_1^T \beta_{11}^{TC} \beta_{1j}^{TL} \beta_{11j}^{TCL}}{\sqrt{(\beta_1^T)^{-1} (\beta_{11}^{TC})^{-1} (\beta_{1j}^{TL})^{-1} (\beta_{11j}^{TCL})^{-1}}}$$

$$= \frac{1}{(K-1)} \cdot [\beta_1^T \sqrt{\beta_1^T}] [\beta_{11}^{TC} \sqrt{\beta_{11}^{TK}}] [\beta_{1j}^{TL} \sqrt{\beta_{1j}^{TL}}] [\beta_{11j}^{TCL} \sqrt{\beta_{11j}^{TCL}}]$$

$$= \frac{1}{(K-1)} \cdot (\beta_1^T)^{\frac{K}{K-1}} (\beta_{11}^{TC})^{\frac{K}{K-1}} (\beta_{1j}^{TL})^{\frac{K}{K-1}} (\beta_{11j}^{TCL})^{\frac{K}{K-1}}$$

$$= \eta \cdot \eta_1^C \cdot \eta_j^L \cdot \eta_{1j}^{CL}$$

met

$$\eta \equiv \frac{1}{K-1} (\beta_1^T)^{K/K-1}$$

$$\eta_1^C \equiv (\beta_{11}^{TC})^{K/K-1}$$

$$\eta_j^L \equiv (\beta_{1j}^{TL})^{K/K-1}$$

$$\eta_{1j}^{CL} \equiv (\beta_{11j}^{TCL})^{K/K-1}$$

Merk op dat deze formulering eveneens kan worden gevolgd bij het afzetten van een andere dan de eerste categorie tegenover de andere categorieën (i.e. het resultaat is identiek, behalve de index van variabele T). Het is eveneens mogelijk om deze formulering toe te passen met meer restrictieve loglineaire modellen. Indien bv. de derde orde interactie verwaarloosd wordt (i.e. $\beta_{kij}^{TCL} = 1$) komt eveneens de factor η_{1j}^{CL} te vervallen (gelijk aan 1).

BIBLIOGRAFIE

AMBERT, A.M.

1983 Separated Women and Remarriage Behavior : A Comparison of Financially Secure Women and Financially Insecure Women, *Journal of Divorce*, 6, 3, 43-54.

BAHR, S.J.

1979 The Effect of Welfare on Marital Stability and Remarriage, *Journal of Marriage and the Family*, 41, 3, 553-560.

BECKER, G., LANDES, E.M. en MICHAEL, R.T.

1977 An Economic Analysis of Marital Instability, *Journal of Political Economy*, 85, 4, 1141-1187.

CBS

1978 *Tafels inzake huwelijk, hertrouw, huwelijksbeëindiging en sterfte naar burgerlijke staat voor Nederland, afgeleid uit de waarnemingen over de periode 1971-1975*, 's Gravenhage, Staatsuitgeverij.

CSEH-SZOMBATHY, L., KOCH-NIELSON, J., TROST, J. en WEEDA, I.

1985 *The Aftermath of Divorce - Coping with Family Change. An Investigation in Eight Countries*. Budapest, Akademiai Kiado.

DUMON, W. en KOOY, G.

1983 *Echtscheiding in België en Nederland*. Deventer, Van Loghum Slaterus, Sociologische Monografieën.

DUNCAN, G.

1983 Prepared Statement on Broken Families, *Hearings before the Subcommittee on family and human services of the committee on labor and human resources, U.S. Senate*, March 22 and 24. Washington, D.C. : U.S. Government Printing Office, 233-238.

ESPENSHADE, T.J. en BRAUN, R.E.

1982 Life Course Analysis and Multistate Demography : An Application to Marriage, Divorce and Remarriage, *Journal of Marriage and the Family*, 44, 4, 1025-1036.

GOUDY, W.J.

1976 Nonresponse Effects on Relationships between Variables, *Public Opinion Quarterly*, 40, 1, 360-369.

GURAK, D.T. en DEAN, G.

1979 The Remarriage Market : Factors Influencing the Selection of Second Husbands, *Journal of Divorce*, 3, 2, 161-173.

HANNAN, M.T., TUMA, N.B. en GROENVELD, L.P.

1977 Income and Marital Events : Evidence from an Income-Maintenance Experiment, *American Journal of Sociology*, 82, 6, 1186-1211.

HUTCHENS, R.M.

1979 Welfare, Remarriage and Marital Search, *The American Economic Review*, 69, 3, 369-379.

KALBFLEISCH, J. en PRENTICE, R.

1980 *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. New York, Wiley.

KOO, H.P. en SUCHINDRAN, C.M.

1980 Effects of Children on Women's Remarriage Prospects, *Journal of Family Issues*, 1, 4, 497-516.

LATTEN, J.J.

1983 Over trouwen en samenwonen onder jongeren, *Bevolking en Gezin*, 1, 5-26.

MATTHIJS, K.

1986 *Hertrouw in België. Een sociaal-demografisch profiel van recente ontwikkelingen.* Leuven, Sociologisch Onderzoeksinstituut, Sociologische Studies en Documenten, 24.

RANK, M.R.

1981 The Transition to Marriage. A Comparison of Cohabiting and Dating Relationships Ending in Marriage or Divorce, *Alternative Lifestyles*, 4, 4, 487-506.

SPANIER, G.B. en GLICK, P.C.

1980 Paths to Remarriage, *Journal of Divorce*, 4, 3, 283-298.

STRAVER, C.J.

1981 Unmarried Couples. Different from Marriage ? *Alternative Lifestyles*, 4, 1, 43-74.

SWEET, J.A.

1973 *Differentials in Remarriage Probabilities.* Madison, Univ. of Wisconsin, Centre for Demography and Ecology. Working paper 29.

TEACHMAN, J.D. en HECKERT, A.

1985 The Impact of Age and Children on Remarriage, *Journal of Family Issues*, 6, 2, 185-203.

THORNTON, A.

1977 Decomposing the Remarriage Process, *Population Studies*, 31, 2, 383-392.

TROST, J.

1984 Remarriage in Sweden, *Family Relations*, 33, 3, 475-482.

WILLEMS, P. en VANDERHOEFT, C.

1985 Samenwonen, huwen en scheiden : enkele NEG0 IV resultaten, *Bevolking en Gezin*, 3, 271-310.

WOLF, W.D en MACDONALD, M.M.

1979 The Earnings of Men and Remarriage, *Demography*, 16, 3, 389-399.