

Tilburg University

Werk en echtscheiding

Kalmijn, M.; de Graaf, P.M.; Poortman, A.

Published in:
Sociale Wetenschappen

Publication date:
2001

[Link to publication in Tilburg University Research Portal](#)

Citation for published version (APA):
Kalmijn, M., de Graaf, P. M., & Poortman, A. (2001). Werk en echtscheiding: De interactie van economische en culturele invloeden. *Sociale Wetenschappen*, 44(2), 34-52.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research.
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

Het werken van de vrouw en de kans op echtscheiding: de interactie van economische en culturele invloeden

Matthijs Kalmijn, Paul M. de Graaf en Anne-Rigt Poortman*

Abstract

This article addresses the association between the division of labor between husband and wife during marriage and the divorce risk, and investigates this relationship with life course data on 1326 women of whom 1047 are ever divorced (SIN98). The association has economic and cultural aspects. The economic hypothesis argues that marital stability is positively affected by a traditional division of labor. The cultural hypothesis argues that women with more modern values have a higher divorce rate. A third hypothesis focuses on the interaction between economic and cultural aspects and argues that a traditional division only has a stabilizing effect if the wife has traditional values. The event history analysis supports the hypotheses. The divorce risk is higher when the wife works more hours or when she is better educated than her husband. Women with emancipatory values and non-religious women have a significantly higher divorce risk. There is no effect of the wife's working hours when she has modern values.

1 Inleiding

De verklaring voor de toename in het echtscheidingscijfer wordt vaak gezocht in de veranderde rollen van mannen en vrouwen in de samenleving. Deze verklaring kent economische en culturele aspecten. In economisch opzicht is de achterstand die vrouwen hadden op de arbeidsmarkt kleiner geworden en is de deelname aan hoger onderwijs gelijk getrokken. Gehuwde vrouwen participeren steeds vaker en langer op de arbeidsmarkt, al is dat vooral in part-time banen (De Graaf & Vermeulen, 1997). In Figuur 1 presenteren we de trend in het echtscheidingscijfer samen met de trend in arbeidsdeelname van gehuwde vrouwen. In de jaren vijftig werkte 10 procent van de gehuwde vrouwen en in 1990 is dat toegenomen tot 50 procent. Opvallend is dat de trend in het echtscheidingscijfer en de trend in arbeidsdeelname nagenoeg hetzelfde patroon vertonen. Dat is uiteraard geen bewijs voor een oorzakelijk verband, maar wel een goede reden om deze factor kandidaat te stellen voor het stijgende echtscheidingscijfer.

* Matthijs Kalmijn is universitair hoofddocent bij de Vakgroep Sociologie, Universiteit Utrecht. Paul M. de Graaf is universitair hoofddocent bij de Sectie Sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen. Anne-Rigt Poortman is Onderzoeker in Opleiding bij de Vakgroep Sociologie, Universiteit Utrecht. Correspondentieadres: M. Kalmijn, Vakgroep Sociologie, Heidelberglaan 1, 3584 CS Utrecht, e-mail: m.kalmijn@fss.uu.nl. Eerdere versies van dit artikel werden gepresenteerd bij de International Comparative Workshop on Assortative Partnership Decisions, Division of Work in the Household, and Union Separation, Bremen University, Germany (december 1999), de Annual Meeting of the Population Association of America, Los Angeles (maart 2000), de Workshop Advances in Life Course Research, Max Planck Institute for Human Development and Education, Schloß Ringberg (april 2000) en de 9e Sociaal-wetenschappelijke Studiedagen, SISWO, Amsterdam (mei 2000). Wij danken de SIN-leden en de anonieme referenten van Sociale Wetenschappen voor hun commentaar.

Figuur 1: Ontwikkelingen in echtscheiding, arbeid van de gehuwde vrouw en opvattingen ten aanzien van sekserollen

Bronnen:

Scheidingen – Centraal Bureau voor de Statistiek (eigen bewerking van registratie- en bevolkingsgegevens)

Waarden – Sociaal en Cultureel Rapport, 1998. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.

Werken – J. Dronkers & W.C. Ultee (red.), 1995. Verschuivende ongelijkheid in Nederland. Assen: Van Gorcum.

Niet alleen op de arbeidsmarkt, ook binnen het huwelijk zijn de rollen van mannen en vrouwen veranderd. Vrouwen zijn niet langer de enig aangewezen partij om het huishouden te doen en de kinderen te verzorgen. Met het toegenomen aandeel dat vrouwen leveren in het huishoudinkomen, is er ook een toename geweest in wat mannen doen in het huishouden. Analyses van tijdbudgetgegevens hebben laten zien dat de tijd die gehuwde vrouwen besteden aan huishoudelijk werk sinds 1975 is afgenomen, terwijl de tijd die mannen aan huishoudelijk werk besteden is toegenomen (Van der Lippe & Niphuis-Nell, 1994). Hoewel de toename bij mannen niet sterk is, zorgt deze in combinatie met de daling bij vrouwen voor een aanzienlijke relatieve verschuiving. Een gelijksoortige verandering is te zien voor de tijd die paren besteden aan de opvoeding en verzorging van jonge kinderen.

Er zijn niet alleen economische, maar ook culturele aspecten aan de veranderde rol van de vrouw in de samenleving. De waarden en normen ten aanzien van sekserollen zijn sterk verschoven. Parallel aan de langetermijnprocessen van individualisering en secularisering, heeft Nederland sterke veranderingen gekend in opvattingen ten aanzien van (vrouwen)emancipatie. De traditioneel ondergeschikte rol van vrouwen wordt niet meer geaccepteerd en er is steeds meer nadruk komen te liggen op gelijkheid van kansen voor mannen en vrouwen. Onderzoek naar culturele veranderingen laat een continue toename zien in egalitaire opvattingen sinds 1970, het eerste meetmoment (Sociaal en Cultureel Planbureau, 1998). In Figuur 1 is ook de trend opgenomen van een indicator van deze culturele veranderingen: het percentage mensen dat *niet* vindt dat vrouwen geschiktere opvoeders zijn dan mannen. Ook deze trendlijn loopt netjes mee met het echtscheidingscijfer.

Samenvattend: de sekserollen zijn zowel binnen als buiten het huwelijk veranderd en deze veranderingen zijn zowel economisch als cultureel van aard. Deze omwentelingen vonden plaats in korte tijd, en in dezelfde periode is ook het echtscheidingscijfer spectaculair gestegen. In dit artikel onderzoeken we met behulp van nieuw verzamelde Nederlandse levensloopgegevens of huwelijken waarin de vrouw beroepsarbeid verricht een grotere echtscheidingskans hebben dan meer traditionele huwelijken. Ook gaan we na of de echtscheidingskans wordt beïnvloed door traditionele en moderne opvattingen over de gewenste rolverdeling tussen man en vrouw. Tenslotte gaan we in op de wisselwerking tussen de arbeidsmarktsituatie van de vrouw en emancipatie-waarden. Er valt te verwachten dat een traditionele rolverdeling tussen man en vrouw vooral een positieve invloed heeft op de huwelijksstabiliteit wanneer men ook traditionele rolopvattingen heeft. Wanneer men hierover echter meer geëmancipeerd denkt, is een traditionele rolverdeling waarschijnlijk niet bevredigend en verwachten we dat de huwelijksstabiliteit veel minder wordt vergroot door een traditionele rolverdeling.

2 Eerder onderzoek

De invloed van de economische positie van de vrouw op de echtscheidingskans is buiten Nederland al vaak bestudeerd, met name in de Verenigde Staten. Over het algemeen wordt de economische hypothese ondersteund door de Amerikaanse onderzoeksbevindingen. De meeste studies vinden dat de economische hulpbronnen van de vrouw en het werken van de vrouw de scheidingskans vergroten (Becker et al., 1977; Hannan, Tuma & Groeneveld, 1977; Cherlin, 1981; D'Amico, 1983; Tzeng & Mare, 1995; Ono, 1998). Er zijn ook studies die geen steun vinden voor de hypothese, maar die conclusies zijn doorgaans gebaseerd op inkomensmaten, en niet op maten voor arbeidsmarktdeelname (Mott & Moore, 1979; Greenstein, 1990; Hoffman & Duncan, 1995). In andere westerse samenlevingen bestaat er minder onderzoek. Studies in Zweden en Italië leveren positieve bevindingen voor de economische hypothese (De Rose, 1992; Swenson, 1996), maar studies in het Verenigd Koninkrijk, Duitsland en België leiden tot negatieve conclusies (Diekmann & Klein, 1991; Corijn, 1999; Berrington & Diamond, 1999). In Nederland zelf zijn de bevindingen gemengd: negatieve resultaten bij Manting (1993) en Pit en Rouwendal (1994), maar positieve aanwijzingen bij Fokkema en Liefbroer (1999). De laatstgenoemde analyse is ook de meest overtuigende qua design, maar heeft betrekking op ouderen, en daarmee op cohorten waarin scheiding nog ongebruikelijk was.

Onderzoek naar de culturele achtergronden van de huwelijksstabiliteit zijn schaarser, ook buiten Nederland, en geven een gedifferentieerd beeld. Als wordt gekeken naar opvattingen ten aanzien van vrouwenemancipatie en sekserollen, zijn er aanwijzingen dat progressieve opvattingen van de vrouw de scheidingskans vergroten (Lueptow, Guss & Hyden, 1989; Lye & Biblarz, 1993; Amato & Booth, 1995; Kalmijn, 1999; Jansen & Kalmijn, 2000). Er zijn echter ook enkele studies die geen effect vinden van sekserolopvattingen van de vrouw (Greenstein, 1995; Kaufman, 2000). Als wordt gekeken naar andersoortige culturele factoren, zoals met name religie en kerkgang, zijn de aanwijzingen veel eenduidiger: traditionele paren scheiden minder vaak (Lehrer & Chiswick, 1993) en rapporteren meer stabiliteit in hun huwelijk (Janssen *et al.*, 1998).

3 Theoretische achtergrond en causaal model

3.1 Theoretische achtergrond

Een van de meeste bekende hypothesen uit de gezinssociologie is dat (sterk) gedifferentieerde sekserollen de stabiliteit van het huwelijk ten goede komen. Deze gedachte is al terug te vinden in de functionalistische sociologie (Parsons, 1949) en is later door micro-economen verder uitgewerkt (Becker, 1981). Micro-economen veronderstellen dan ook dat het toegenomen werken van de gehuwde vrouw een drijvende kracht is achter allerlei demografische veranderingen. Voorbeelden daarvan zijn niet alleen het toenemende aantal echtscheidingen, maar ook de daling van het aantal huwelijken en de afgenomen huwelijksvruchtbaarheid. Deze hypothese heeft tot dusver gematigd positieve ondersteuning gevonden in micro- en macro-analyses van demografisch gedrag (Blossfeld, 1995; Oppenheimer, 1997).

De economische verklaring van de toename van het aantal echtscheidingen kent twee aspecten. In de eerste plaats zegt de micro-economische theorie dat een van de

belangrijkste voordelen van het huwelijk voortkomt uit de specialisatie in betaald en huishoudelijk werk (Becker, 1981). Hoewel deze verklaring sekse-neutraal is geformuleerd, blijkt het er toch vaak op neer te komen dat verondersteld wordt dat vrouwen vooral productief zijn in het huishouden en in de opvoeding en dat mannen vooral productief zijn op de arbeidsmarkt. In deze traditionele kijk op het huwelijk hebben zowel man als vrouw voordeel bij het voortbestaan van hun huwelijk. Dat specialisatie in beroepsarbeid productief is, kan men zien aan het feit dat full-time werk een beter (uur)inkomen met zich meebrengt dan part-time werk, dat arbeidsmarktervaring een positief effect heeft op het uurloon, en dat werkonderbrekingen een negatief effect hebben op het uurloon (Corcoran & Duncan, 1979). Hoewel minder eenvoudig aantoonbaar, zal ook ervaring in huishoudelijk werk extra productiviteit met zich meebrengen. Wanneer zowel man als vrouw full-time werken valt een belangrijk deel van het efficiëntie-voordeel van het huwelijk weg. Uiteraard is specialisatie niet het enige nut van een huwelijk; de behoefte aan liefde en affectie en de kindervens zijn zeker zo belangrijke factoren. Zo lang afnemende specialisatie echter niet gecompenseerd wordt door een toegenomen nut van een huwelijk in andere opzichten, blijft de specialisatie-hypothese een goede kandidaat om de trend in het scheidingscijfer te verklaren.

De economische verklaring heeft nog een tweede interpretatie. Wanneer gehuwde vrouwen een arbeidsinkomen hebben, of wanneer zij voldoende arbeidsmarktervaring hebben om de arbeidsmarkt te betreden wanneer ze dat zouden willen, zijn ze beter in staat een huwelijk te verlaten. Het is dan ook waarschijnlijk dat ze minder sterk gemotiveerd zijn om eventuele huwelijksproblemen op te lossen en eerder geneigd zijn om problemen als ernstig te bestempelen. Economisch onafhankelijke vrouwen kunnen het zich veroorloven de voor- en nadelen van hun huwelijk af te wegen en kunnen het huwelijk uitstappen als die afweging negatief uitpakt. Ook mannen zullen zich wellicht meer op hun gemak voelen om een ongelukkig huwelijk te verlaten wanneer zij weten dat hun vrouw financieel voor zichzelf kan zorgen. De afnemende taakspecialisatie als gevolg van de toenemende arbeidsmarktparticipatie van de gehuwde vrouw leidt dus niet alleen tot een daling van de opbrengsten van een huwelijk, maar ook tot een daling van de kosten van een scheiding. Dit wordt ook wel het onafhankelijkheidseffect genoemd. Gelijksortige redeneringen zijn vaak gebruikt om te stellen dat huwelijken minder stabiel zijn wanneer de man de rol van kostwinner niet kan vervullen, bijvoorbeeld doordat hij geen vast werk kan vinden (Komarovsky, 1962; Cherlin, 1981).

De empirische toetsing van de onafhankelijkheids-hypothese wordt bemoeilijkt doordat er ook nog een inkomenshypothese is, die zegt dat huwelijken met hogere inkomens minder economische spanningen kennen en daardoor een geringere kans hebben op echtscheiding. Wanneer de vrouw werkt, is het totale gezinsinkomen hoger, en de effecten van onafhankelijkheid en inkomen werken elkaar dan tegen (Hannan, Tuma & Groeneveld, 1977).

De economische kijk op de veranderende rol van de vrouw in de samenleving kent een culturele tegenhanger. Ontwikkelingen in waarden en normen met betrekking tot de rol van de vrouw spelen ook een belangrijke rol bij de scheidingsbeslissing (Huber & Spitze, 1980; Amato & Booth, 1995). Wanneer iemands waarden ten opzichte van huwelijk en gezin minder traditioneel zijn, zal de kans groter zijn dat het tot een echtscheiding komt. Personen met modernere waarden hebben minder vaak afkeurende

opvattingen over echtscheiding en hebben daarom minder moeite de huwelijksband te verbreken.

Het is waarschijnlijk dat de economische en culturele aspecten van de arbeidsverdeling tussen man en vrouw met elkaar samengaan. De economische hypothese lijkt ervan uit te gaan dat mensen een traditionele kijk hebben op het huwelijk. Het ligt echter voor de hand dat veel mensen die trouwen dat niet alleen doen vanwege de voordelen die voortkomen uit taakspecialisatie (Oppenheimer, 1988). Mensen met een traditionele kijk op sekserollen zullen taakspecialisatie nog steeds belangrijk vinden, maar mensen met egalitaire opvattingen zullen de voor- en nadelen van specialisatie op een andere manier waarderen. In egalitaire paren is het meer geaccepteerd dat de vrouw werkt en zou men zelfs kunnen spreken van een moderne norm dat de gehuwde vrouw behoort te participeren op de arbeidsmarkt.

Er zijn nog meer redenen waarom mensen met moderne waarden de traditionele taakverdeling tussen man en vrouw afwijzen. In de eerste plaats is het plausibel dat egalitaire paren een dubbel inkomen zien als een belangrijke manier om een zekere leefstijl te kunnen ontwikkelen. In de tweede plaats werken vrouwen in egalitaire gezinnen niet alleen om financiële redenen, maar ook om het plezier dat een loopbaan kan bieden. In een dergelijk modern cultureel klimaat, zal betaald werk dus leiden tot een grotere mate van tevredenheid. In de derde plaats wordt een traditionele verdeling van huishoudelijk werk in egalitaire gezinnen minder geaccepteerd. Geëmancipeerde vrouwen zijn minder bereid en in staat de last van het huishouden en de kinderen volledig te dragen en verwachten daarom dat hun partner meer doet. Vrouwen zullen dus meer tevreden zijn met het huwelijk als hun partner meer bijdraagt aan huishoudelijk werk en de opvoeding van de kinderen (Kalmijn, 1999). Op grond van al deze overwegingen zou men verwachten dat bij paren die gekenmerkt worden door egalitaire of geëmancipeerde opvattingen, een traditionele taakspecialisatie leidt tot minder tevredenheid met het huwelijk en daardoor tot een grotere mate van huwelijksinstabiliteit. We verwachten derhalve een interactie-effect: het eerder, op grond van economische theorieën, veronderstelde negatieve effect van een traditionele taakverdeling op de echtscheidingskans wordt minder negatief of zelfs positief als paren een meer egalitair waardenpatroon kennen (zie Greenstein, 1995).

Onderstaand overzicht maakt dit interactie-effect nog eens duidelijk. Voor personen in cel A geldt dat er geen wrijving bestaat tussen waardenpatroon en gedrag en verondersteld mag worden dat voor hen de scheidingskans gering is. Zij ondervinden de voordelen van specialisatie en voelen zich thuis bij deze gang van zaken in het huishouden. Voor personen met een traditioneel waardenpatroon maar met een minder traditionele arbeidsverdeling (cel C) geldt dat het huwelijk niet het verwachte specialisatie-voordeel brengt. Het is waarschijnlijk dat de vrouw in deze huwelijken werkt om het gezinsinkomen aan te vullen. We verwachten dat de scheidingskans van echtparen in cel C groter zal zijn dan die van echtparen in cel A. Dit is het klassieke specialisatie-effect uit de micro-economie.

	traditionele waarden	moderne waarden
traditionele arbeidsverdeling	A	B
moderne arbeidsverdeling	C	D

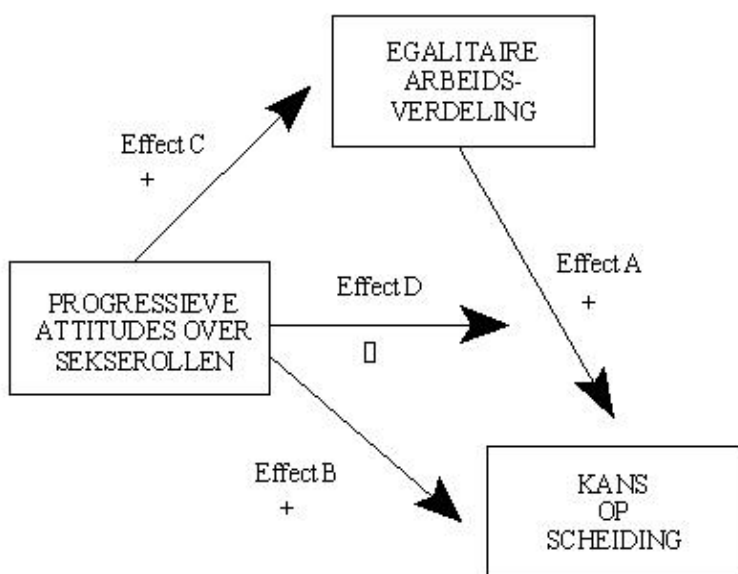
Cellen B en D hebben betrekking op personen met moderne opvattingen. In cel D zitten personen waarvan het huwelijk wordt gekenmerkt door een modern waardenpatroon en door een moderne arbeidsverdeling. Zij hebben hun huwelijk kunnen inrichten conform hun gedragsvoorkeuren. Dat geldt niet voor de personen met geëmancipeerde waarden en een traditionele arbeidsverdeling uit cel B. Waarschijnlijk hebben zij problemen ondervonden om het huwelijk geheel naar hun smaak in te richten. Deze problemen kunnen praktisch zijn (kinderopvang of combinatie van huishoudelijk en betaald werk), maar kunnen ook voortkomen uit sociale druk. We verwachten dat mensen met moderne waarden nauwelijks een positieve invloed ondervinden van een traditionele arbeidsverdeling op de stabiliteit van hun huwelijk. Weliswaar ondervinden ook zij de specialisatie-voordelen van deze arbeidsverdeling, maar deze strookt niet met hun gedragsvoorkeuren. Daarom verwachten we dat het verschil in echtscheidingskans tussen cellen B en D klein zal zijn.

Kortom, onze hypothese luidt dat het verschil in echtscheidingskans tussen cellen A en C groter is dan het verschil in echtscheidingskans tussen cellen B en D. Dit uit zich in een geringer effect van een traditionele arbeidsverdeling op de echtscheidingskans voor mensen met moderne waarden. Een kanttekening hierbij is dat een interactie-effect altijd ook andersom kan worden geïnterpreteerd, hier door te veronderstellen dat het effect van het waardenpatroon conditioneel is op de arbeidsdeling. We veronderstellen echter dat het waardenpatroon voorafgaat aan de gekozen arbeidsverdeling en kiezen daarom voor de interpretatie dat het effect van arbeidsdeling wordt geconditioneerd door het waardenpatroon. Empirisch gaat het natuurlijk om hetzelfde interactie-effect.

3.2 Causaal model

In deze paragraaf formuleren we de onderzoeksvragen en vertalen we de in paragraaf 3.1 geformuleerde verwachtingen in een operationeel causaal model. Dit model zal als leidraad dienen voor analyses en wordt gepresenteerd in figuur 2. We willen drie vragen beantwoorden in dit artikel. De eerste vraag richt zich op de economische hypothese over scheiding: bestaat er een positieve invloed (positief in de statistische zin) van een egalitaire verdeling van arbeidsmarkthulpbronnen (betaald werk en opleiding) op de scheidingskans? We beantwoorden deze vraag door te kijken naar het werken van de man en de vrouw, de arbeidsmarktervaring van de vrouw, en de opleidingsverschillen tussen partners. De economische theorie over het huwelijk volgend, is onze verwachting dat naarmate de vrouw meer werkt en meer opleiding heeft dan haar partner, de kans op scheiding groter wordt. In Figuur 2 is dit aangegeven met het positieve effect van een egalitaire arbeidsverdeling op de scheidingskans (effect A).

Figuur 2: Causaal diagram voor het samenspel van culturele en economische invloeden op echtscheiding



Onze tweede vraag richt zich op de culturele dimensie van sekserollen. Zijn er negatieve invloeden te zien van moderne, egalitaire opvattingen op de huwelijksstabiliteit? En zo ja, leidt het opnemen van deze invloeden in het model tot een verandering in het effect van bovengenoemde economische indicatoren? We verwachten ten eerste dat paren met meer progressieve opvattingen over sekserollen eerder uit elkaar gaan dan andere paren, hetgeen is weergegeven met het positieve effect van progressieve opvattingen op de scheidingskans (effect B). Omdat er een positieve relatie is tussen progressieve opvattingen en een egalitaire arbeidsverdeling (effect C), verwachten we tevens dat de invloed van het werken van de vrouw en haar opleiding (beide indicatoren van een egalitaire arbeidsverdeling) zal verminderen als we rekening houden met de daaraan gerelateerde culturele waarden. Volgens de logica van causale modellen zijn opvattingen immers een achterliggende gemeenschappelijke oorzaak van de echtscheidingskans en wordt het totale positieve effect van een egalitaire arbeidsverdeling op de scheidingskans verminderd met het product van effect B en effect C.

Onze derde vraag richt zich op het interactie-effect tussen economische en culturele factoren. Wordt de invloed van arbeidsverdeling op de huwelijksstabiliteit gemodificeerd door achterliggende culturele factoren? We verwachten dat het stabiliserende effect van een traditionele arbeidsverdeling op het huwelijk kleiner wordt naarmate de opvattingen van vrouwen meer geëmancipeerd worden. Bij geëmancipeerde vrouwen zouden we zelfs een nadelig effect kunnen verwachten van

een traditionele arbeidsverdeling voor de kwaliteit en stabiliteit van het huwelijk. Meer precies gezegd zal er bij vrouwen met traditionele opvattingen, een positief effect zijn van een egalitaire arbeidsverdeling op de scheidingskans. Bij vrouwen met progressieve opvattingen, zal het effect van een egalitaire arbeidsverdeling op de scheidingskans klein zijn. Deze hypothese is weergegeven door het negatieve interactie-effect in Figuur 2 (interactie-effect D).

4 Data, methoden en modellen

We maken gebruik van gegevens uit het in 1998 gehouden survey ‘Scheiding in Nederland’ (Kalmijn, de Graaf & Uunk, 1998). Dit survey is gehouden onder een gestratificeerde steekproef van voor het eerst gehuwden, van gescheidenen die alleenstaand zijn, en van gescheidenen die (gehuwd of ongehuwd) opnieuw met een partner samenwonen. De respondenten zijn nooit verweduwd en zijn tussen 30 en 75 jaar oud. De interviews werden gehouden met behulp van gestandaardiseerde vragenlijsten die mondeling werden afgenomen. De vragenlijst is respondent-georiënteerd, waarbij ook vragen werden gesteld over de (ex-)partner. Om die reden kent de informatie over de partner minder detail. Omdat de arbeidsmarktpositie van de vrouw zo centraal staat in onze probleemstelling beperken we ons in deze analyse tot de gegevens van de vrouwelijke respondenten. Het totaal aantal vrouwen is 1326, waarvan er 1047 gescheiden zijn. Deze scheidingen vonden plaats tussen 1949 en 1998. Dat gescheidenen zijn oververtegenwoordigd in het databestand zal alleen invloed hebben op de gemiddelde scheidingskans en niet op de verschillen in scheidingskans tussen categorieën van respondenten.

Om de hypothesen te toetsen maken we gebruik van een multivariate analyse via dynamische modellen, met name van een discrete tijd gebeurtenissenanalyse (Allison, 1984; Yamaguchi, 1991). De afhankelijke variabele in deze analyse is de kans op scheiding in een bepaald jaar, gegeven dat men in het jaar daarvoor nog gehuwd was. Deze kans kan eenvoudig worden geanalyseerd door een zogeheten persoonsjaren datamatrix te maken waarin elk persoon voor elk jaar dat hij of zij nog gehuwd is in de matrix voorkomt, tot en met het jaar van scheiding. Vervolgens wordt logistische regressie toegepast op de persoonsjaren datamatrix. De duurzaamheid wordt gemodelleerd met het aantal jaren dat het huwelijk bestaat en het aantal jaren in het kwadraat. De resultaten laten zien dat de conditionele scheidingskansen eerst toenemen en vervolgens afnemen met het voortschrijden van het huwelijk. Alle modellen maken verder gebruik van retrospectieve gegevens en voor zover mogelijk zijn alle onafhankelijke variabelen gemeten over de volledige levensloop, dat wil zeggen, vanaf het huwelijk tot en met de scheiding, of vanaf het huwelijk tot en met het moment van survey, als het huwelijk nog bestaat.

Drie soorten modellen worden geschat: economische, culturele, en interactie-modellen. In de economische modellen worden de effecten van arbeidsverdeling op verschillende manieren geschat (effect A). In de culturele modellen voegen we indicatoren toe die iets zeggen over de opvattingen die vrouwen hebben ten aanzien van sekserollen. Met deze modellen kunnen we onze hypothesen toetsen over het hoofdeffect van culturele factoren (effect B). Door de twee soorten modellen met elkaar te vergelijken kunnen we tevens nagaan in welke mate economische invloeden vertekend worden door achterliggende culturele factoren. De mate waarin het effect van

een bepaalde economische variabele afneemt tussen het beperkte en het uitgebreide model is de mate van vertekening en deze is gelijk aan het product van effect B en effect C in Figuur 2. Het derde type model toetst de hypothese dat een traditionele verdeling van betaald werk en opleidingshulpbronnen een minder stabiliserende invloed heeft op het huwelijk naarmate de opvattingen progressiever worden.

Merk op dat de hypothesen ten aanzien van culturele invloeden worden getoetst met behulp van de opvattingen van de vrouw. Dit komt omdat we alleen informatie hebben over de opvattingen van de respondenten uit ons onderzoek, en niet over de opvattingen van de partners. Aangezien in dit artikel alleen wordt ingegaan op vrouwelijke respondenten, kunnen de opvattingen van de man niet worden geanalyseerd. We denken overigens niet dat deze beslissing tot verkeerde conclusies leidt. De normen en waarden van partners hangen waarschijnlijk positief samen, in ieder geval in de begintijd van het huwelijk, waardoor het gemeten effect van de vrouw deels ook een eventueel effect van de man weerspiegelt. Als we een meting zouden toevoegen voor de man, zou echter de totale invloed van de huwelijksopvattingen groter worden omdat de man waarschijnlijk ook een zelfstandig effect heeft.

Hoewel het bijzonder interessant zou zijn om ook veranderingen in waarden te bestuderen, is dat met onze gegevens niet mogelijk. Waarden kunnen veranderen gedurende de levensloop, en zulke veranderingen kunnen bijvoorbeeld afhangen van de manier waarop echtparen betaalde arbeid verdelen. Onze gegevens over het waardenpatroon hebben betrekking op de begintijd van het huwelijk en het is goed mogelijk dat vrouwen die aanvankelijk moderne opvattingen hadden over de arbeidsverdeling, onder druk van de omstandigheden hebben gekozen voor een traditionele inrichting van het huwelijk. Het is aannemelijk dat sommige vrouwen dan ook hun waardenpatroon in een meer traditionele richting ombuigen. Het waardenpatroon kan ook naar de andere kant verschuiven: traditioneel denkende vrouwen die bijvoorbeeld door financiële problemen betaalde arbeid moeten gaan verrichten, kunnen in de loop der tijd meer geëmancipeerd worden.

In Tabel 1 wordt beschrijvende informatie over alle in de analyse gebruikte variabelen gepresenteerd. Het betreft kenmerken die betrekking hebben op de arbeidsverdeling tijdens het huwelijk, kenmerken die betrekking hebben op het (relatieve) opleidingsniveau van de vrouw, kenmerken die betrekking hebben op het waardenpatroon van de vrouw, en controle-kenmerken. De meeste variabelen zijn tijdsafhankelijk gemeten, met uitzondering voor het waardenpatroon van de vrouw en het opleidingsniveau van de man, en (uiteeraard) voor de controle-kenmerken die betrekking hebben op de sociale achtergrond van de respondenten. Voor de tijdsafhankelijke variabelen presenteren we in Tabel 1 gemiddelden bij het begin van het huwelijk, na vijf jaar huwelijk, en na tien jaar huwelijk. Voor de controle-kenmerken presenteren we de gewone gemiddelden. Details over de operationalisering van alle variabelen worden simultaan met de bespreking van de resultaten uit de logistische regressiemodellen gepresenteerd.

Tabel 1: Beschrijvende informatie over variabelen gebruikt in de gebeurtenissenanalyses: vrouwen in Nederland op verschillende momenten tijdens het huwelijk

	Constant	Jaar 0	Jaar 5	Jaar 10
<i>Controle-kenmerken</i>				
Kinderen 0-5 (dynamisch)		,01	,62	,60
Kinderen 6-12 (dynamisch)		,00	,01	,57
Kinderen 13-18 (dynamisch)		,00	,00	,00
Kinderen > 18 (dynamisch)		,00	,00	,00
Ouders gescheiden	,11			
Jong gehuwd (voor 21)	,33			
Turks/Marokkaans	,01			
Surinaams/Antilliaans	,05			
<i>Arbeidsverdelingskenmerken</i>				
Vrouw part time werk (dynamisch)		,06	,09	,12
Vrouw full time werk (dynamisch)		,58	,27	,14
Aantal jaren van arbeidsmarkt af		2,17	3,36	6,36
Man part time werk (semi-dynamisch)		,03	,03	,02
Man full time werk (semi-dynamisch)		,84	,90	,90
Totaal aantal uren man en vrouw		5,83	4,88	4,36
Aandeel vrouw in totaal uren		,38	,20	,15
<i>Opleidingskenmerken</i>				
Vrouw opleiding (semi-dynamisch)		3,72	3,76	3,67
Man opleiding	3,83			
Totale opleiding man en vrouw		7,55	7,61	7,48
Opleiding: gelijk		,62	,61	,62
Opleiding: vrouw hoger		,17	,18	,17
<i>Culturele kenmerken vrouw</i>				
Emanipatie oriëntatie	,50			
Religiositeit	,50			
Urbanisatie	,50			
Moeders werk en opleiding	,50			
Aantal vrouwen	1326	1326	1166	890

5 Resultaten

5.1 Het basismodel

In alle modellen is een aantal controle- kenmerken opgenomen waarvan in de buitenlandse literatuur is gebleken dat zij een duidelijke invloed hebben op de scheidingskans (zie Janssen *et al.* 1998). In de eerste plaats wordt rekening gehouden met een periode-effect, wat nodig is omdat de echtscheidingscijfers zo sterk zijn toegenomen in de onderzochte periode. In de tweede plaats houden we rekening met de huwelijksduur, omdat bekend is dat de echtscheidingskans in de eerste jaren van het huwelijk stijgt en daarna weer afneemt. In de derde plaats houden we rekening met de aanwezigheid van kinderen, omdat huwelijken met jonge kinderen het meest stabiel zijn. In de vierde plaats controleren we voor enkele achtergrondkenmerken waarvan gebleken is dat ze een invloed hebben op echtscheiding. Dat zijn een ouderlijke echtscheiding, een niet-Nederlandse afkomst, en een huwelijk op jonge leeftijd.

De effecten van deze controle- kenmerken zijn te vinden in Tabel 2. Model A is het basismodel waarop alle verdere analyses voortbouwen. Uit Tabel 2 blijkt ten eerste

dat de periode een sterk positief effect heeft op echtscheiding, hetgeen in overeenstemming is met de welbekende trend naar meer scheidingen. De huwelijksduur vertoont het verwachte effect. In de beginjaren neemt de scheidingskans toe om later weer af te nemen. Volgens het model van Tabel 2, waarin wordt gecorrigeerd voor de overige controle- kenmerken, bereikt de echtscheidingkans zijn optimum bij 18 jaar huwelijk.

Tabel 2: Gebeurtenissen-analyse voor echtscheiding: basismodel met alleen controle-kenmerken

	Model A beta	odds ratio ^a
Jaar 1960-69 (vs. < 1960)	,123	1,130
Jaar 1970-79 (vs. < 1960)	,823**	2,277
Jaar 1980-89 (vs. < 1960)	1,189**	3,284
Jaar 1990-98 (vs. < 1960)	1,672**	5,323
Huwelijksduur	,181**	
Huwelijksduur kwadraat	-,005**	
Kinderen 0-5 (vs. geen kinderen)	-,334**	0,716
Kinderen 6-12 (vs. geen kinderen)	-,442**	0,643
Kinderen 13-18 (vs. geen kinderen)	-,220*	0,803
Kinderen > 18 (vs. geen kinderen)	-,116	0,890
Ouders gescheiden (vs. niet gescheiden)	,319**	1,376
Jong getrouwd (voor 21) (vs. later getrouwd)	,249**	1,283
Turks/Marokkaans (vs. autochtoon)	,449	1,567
Surinaams/Antilliaans (vs. autochtoon)	,568**	1,765
Constante	-4,927**	
-2 log likelihood	7871	7871
Aantal persoon-jaren	21459	21459
Aantal gebeurtenissen	1047	1047
Aantal vrouwen	1326	1326

** p < .01, * p < .05, - p < .10

^a Factor waarmee de kansverhouding (de odds) van echtscheiding wordt veranderd ten opzichte van referentiegroep.

De invloed van kinderen is bekeken door vier dynamische covariaten op te nemen, gebaseerd op de leeftijd van het jongste kind: kinderen van 0-5, kinderen van 6-12, kinderen van 13-18 en kinderen van 18 jaar en ouder. De vergelijkingsgroep bestaat uit paren zonder kinderen. De resultaten zijn in overeenstemming met wat we kunnen verwachten op basis van de literatuur. Paren met kinderen hebben een kleinere scheidingskans dan kinderloze paren, maar de invloed van kinderen hangt wel af van hun leeftijd. De aanwezigheid van jonge kinderen (0-12) heeft een sterker negatief effect op de scheidingskans dan de aanwezigheid van wat oudere kinderen (13-18), en nog oudere (meestal uitwonende) kinderen hebben geen significant effect meer. Deze resultaten zijn deels in overeenstemming met Amerikaans onderzoek (Waite & Lillard, 1991). De interpretatie van deze effecten is dat kinderen een vorm van huwelijkskapitaal zijn dat minder waard is buiten het huwelijk.

Net als in eerder Nederlands onderzoek van Dronkers (1997) vinden we dat kinderen van gescheiden ouders zelf ook een grotere scheidingskans kennen. Het effect is vrij groot en de kansverhouding is 38 procent groter (berekend als $1 - \exp(0,319) = 0,38$) wanneer de ouders zijn gescheiden. Wat de meest plausibele verklaring hiervoor is blijft onduidelijk, maar de meeste auteurs zoeken de schuldige in de conflicten die er tussen ouders onderling waren en de gevolgen die dat voor het kind heeft gehad (Dronkers, 1997).

Een andere variabele waarvan bekend is dat die de echtscheidingskans beïnvloedt is de leeftijd waarop getrouwd wordt. Inderdaad zien we dat respondenten die voor hun 21e levensjaar zijn getrouwd een grotere scheidingskans kennen. De conditionele kansverhouding om te scheiden is 28 procent groter als men jong trouwt. Tot slot vinden we een iets hogere scheidingskans voor mensen van niet-Nederlandse afkomst, maar de effecten zijn niet erg stabiel door het relatief kleine aantal allochtonen in de steekproef. Voor Surinaamse en Antilliaanse respondenten is het verschil met autochtonen overigens wel statistisch significant.

5.2 Economische modellen

De invloed van de arbeidsverdeling in het huwelijk kan op verschillende manieren worden onderzocht. In Tabel 3 worden drie modellen gepresenteerd. Ten eerste schatten we een model (model B) waarin de arbeidsmarktdeelname en het opleidingsniveau van de partners direct zijn opgenomen. De variabelen zijn als volgt geconstrueerd:

- werk vrouw: twee dynamische covariaten die aangeven of een vrouw part-time werkt of dat een vrouw full-time werkt (32 uur of meer) in het jaar voorafgaand aan het jaar van het scheidingsrisico (bepaald via een volledige beroepsgeschiedenis, en gemeten met twee dummy-variabelen);
- werk man: dummy-variabelen die aangeven of de man een full-time dan wel part-time betaalde werkkring heeft (onderscheid ligt weer bij 32 uur), gebaseerd op een partiële beroepsgeschiedenis waarin is gevraagd naar werken bij het begin van het huwelijk en werken vijf jaar na het begin van het huwelijk (of zoveel eerder als nodig bij een eerdere scheiding);
- opleiding vrouw: een dynamische variabele die aangeeft wat het hoogst behaalde opleidingsniveau van de vrouw was in het betreffende jaar (geschaald op een ordinale schaal van 1 voor lagere school tot 7 voor universiteit);
- opleiding man: een variabele die aangeeft wat het hoogst behaalde opleidingsniveau van de man was bij het begin van het huwelijk (geschaald op een ordinale schaal van 1 voor lagere school tot 7 voor universiteit).

Ten tweede schatten we een model (model C) met informatie over de binding met de arbeidsmarkt voor vrouwen. Deze variabele is van belang omdat er veel niet-werkende vrouwen zijn en we ook binnen deze groep variatie kunnen verwachten in de mate van economische onafhankelijkheid. De variabele waar we naar kijken is:

- het aantal jaren dat de vrouw van de arbeidsmarkt is: een dynamische variabele die bepaald is via een volledige beroepsgeschiedenis (voor werkende vrouwen is de afstand op 0 gezet).

Ten derde presenteren we een alternatieve manier om de hypothese over arbeidsverdeling te toetsen (model D). Hierbij kijken we naar de relatieve positie van man en vrouw wat betreft arbeidsdeelname en naar de relatieve positie van man en vrouw wat betreft opleidingsniveau. In het model nemen we de volgende variabelen op:

- het percentage van het totaal aantal arbeidsuren van een huishouden dat door de vrouw wordt gewerkt (hierbij wordt gecontroleerd voor het totale aantal uren);
- twee dummy-variabelen die aangeven of (a) de man en vrouw gelijk zijn opgeleid, en (b) de vrouw hoger opgeleid is dan de man (de referentiegroep

bestaat uit paren waarin de man hoger is opgeleid, en er wordt gecontroleerd voor het gemiddelde opleidingsniveau van man en vrouw).

Het logistische regressiemodel B in Tabel 3 biedt een sterke ondersteuning voor de specialisatie-hypothese. Vrouwen die full-time werken hebben een 41 procent hogere kansverhouding om te scheiden dan niet-werkende vrouwen ($\exp(0,344)-1=0,41$). Het effect van part-time werk is zwakker, zoals men zou verwachten, maar (op 10 procent niveau) nog statistisch significant. Het werken van de man heeft een tegengesteld effect: huwelijken waarin de man full-time werkt hebben een 24 procent kleinere kansverhouding op scheiding dan huwelijken waarin de man niet werkt ($\exp(-0,268)-1=-0,24$). Het verschil in scheidingskans tussen huwelijken waarin de man niet werkt en huwelijken waarin de man een part-time baan heeft is niet significant. Tezamen bieden de effecten van het werken van de vrouw en het werken van de man een duidelijke ondersteuning voor de economische specialisatie-hypothese dat een traditionele verdeling van betaalde arbeid de scheidingskans reduceert.

Tabel 3: Gebeurtenissen-analyse voor echtscheiding: economische modellen, culturele modellen en interactie-model^a

	Model B	Model C	Model D	Model E	Model F	Model G
<i>Arbeidsverbelingskenmerken</i>						
Vrouw part-time werk	,181~	-,060				
Vrouw full-time werk	,344**	,149				
Jaren van arbeidsmarkt af ^b		-,021**	-,017**		-,015**	
Man part-time werk	,135	,144				
Man full-time werk	-,268*	-,276**				
Totale uren man en vrouw			-,013		-,010	
Aandeel vrouw in totaal			,434**		,373*	1,254**
<i>Opleidingskenmerken</i>						
Vrouw opleiding	,072**	,064**				
Man opleiding	-,048*	-,047*				
Totale opleiding			,024		-,009	
Opleiding: gelijk			,110		,048	,281
Opleiding: vrouw hoger			,334*		,293*	,599*
<i>Culturele kenmerken vrouw</i>						
Emancipatie-oriëntatie				,404**	,401**	
Religiositeit				-,634**	-,591**	
Urbanisatie				,323**	,312**	
Moeders werk en opleiding				,216	,214	
Index moderne waarden ^c						1,947**
<i>Interactie-effect index</i>						
x aandeel vrouw in uren						-1,338*
x opleiding: gelijk						-,398
x opleiding: vrouw hoger						-,537
-2 log likelihood	7830	7818	7822	7805	7768	7768

** p < .01, * p < .05, ~ p < .10

^a In alle modellen zijn ook de controle-kenmerken uit het basismodel van Tabel 2 opgenomen.

^b Voor vrouwen die niet werken, voor vrouwen die werken heeft deze variabele een waarde 0 gekregen.

^c Index is het gemiddelde van emancipatie-oriëntatie, urbanisatie, en (1-religiositeit).

Specialisatie-effecten kunnen ook worden afgelezen aan de effecten van het opleidingsniveau van man en vrouw. Model B laat zien dat het opleidingsniveau van de vrouw een significante invloed heeft op de scheidingskans. Hoger opgeleide vrouwen hebben een grotere kans om te scheiden dan lager opgeleide vrouwen. De invloed van het opleidingsniveau is tamelijk sterk: de conditionele kansverhouding om te scheiden neemt toe met 7 procent per stapje op de opleidingsladder. Als we van de onderste sport naar de bovenste gaan, brengt dat een toename van 54 procent in de echtscheidingskans met zich mee. Dit effect krijgt men overigens pas te zien als de (tegengestelde) invloed van de man wordt opgenomen in het model. Het negatieve effect van het

opleidingsniveau van de man is in overeenstemming met de inkomenshypothese over scheiding. Een hogere status van het gezin gaat samen met een meer welvarende leefstijl en dat heeft een gunstige invloed op de stabiliteit van een relatie (Hannan, Tuma & Groeneveld, 1977; Cherlin, 1981).

Model C voegt informatie toe over de afstand van de gehuwde vrouw tot de arbeidsmarkt. De resultaten laten een negatief effect zien: hoe langer het geleden is dat de vrouw werkte, des te kleiner is de kans op echtscheiding, hetgeen in overeenstemming is met de economische hypothese. Verder blijkt dat dit effect een groot deel van het effect van de arbeidsmarktdeelname van de vrouw voor zijn rekening neemt. De invloed van het full-time werken van de vrouw neemt af van 0,344 in model B tot 0,149 in model C en is niet langer statistisch significant. De interpretatie hiervan is dat er geen verschil is tussen *vrouwen die werken* en *vrouwen die zojuist de arbeidsmarkt hebben verlaten*. Blijkbaar is de actuele arbeidsverdeling van minder belang dan de afstand die de vrouw heeft tot de arbeidsmarkt. Deze bevinding wijst meer in de richting van het economische onafhankelijkheidseffect dan in de richting van argumenten over de economische voordelen van taakspecialisatie.

In Model D bekijken we de economische posities van de partners in relatie tot elkaar. In plaats van variabelen over arbeidsdeelname van man en vrouw op te nemen, nemen we het totaal aantal arbeidsuren op van man en vrouw samen, alsmede het aandeel dat de vrouw heeft in dat totale aantal uren. Uitgangspunt bij dit model is dat naarmate het relatieve aandeel van de vrouw kleiner is, de arbeidsverdeling meer specialistisch en dus meer traditioneel is. Het model laat zien dat het relatieve aandeel van de vrouw een sterk en significant effect heeft. Als we paren vergelijken waarin beide evenveel werken (aandeel is 0,5), met paren waarin alleen de man werkt (aandeel is 0), dan heeft de eerste groep een 24 procent hogere kansverhouding om te scheiden (berekend als $1 - \exp(0,5 * 0,434) = 0,24$). De omgekeerde arbeidsverdeling zou natuurlijk ook de scheidingskans moeten reduceren, maar er zijn weinig paren waarin dat het geval is.

Ook de invloed van het opleidingsniveau van beide partners op de scheidingskans kan op een relatieve wijze worden bekeken. Hier hebben we een iets andere manier van analyseren gevolgd dan bij het aantal werkuren. De reden hiervoor is dat opleidingsniveau niet alleen economische aspecten kent, maar ook gerelateerd is aan normen en waarden. Als opleiding alleen van belang zou zijn voor arbeidsmarktkansen en arbeidsverdeling, zouden we verwachten dat wanneer het opleidingsniveau van de vrouw ten opzichte van de man lager is, het huwelijk stabiel is. Onderzoek naar partnerkeuze heeft echter laten zien dat mensen streven naar similariteit in cultureel opzicht (Kalmijn, 1998). Als men opleiding ziet als een indicator van smaak of voorkeuren, zou men juist verwachten dat paren waarin de vrouw even hoog is opgeleid als de partner, het meest stabiel zijn. Om deze alternatieve hypothesen te onderzoeken hebben we drie groepen onderscheiden: paren met een gelijke opleiding, paren waarin de vrouw hoger is opgeleid, en paren waarin de man hoger is opgeleid (de referentiegroep). De resultaten in model D laten zien dat beide hypothesen opgeld doen. Het scheidingsrisico is groter voor paren waarin de vrouw hoger is opgeleid dan voor paren waarin de man hoger is opgeleid (traditionele paren). Dit is in overeenstemming met de economische hypothese. Tezelfdertijd vinden we dat paren waarin partners gelijk zijn opgeleid een even hoog scheidingsrisico kennen als paren waarin de man hoger is opgeleid. Op grond van de economische hypothese zou de scheidingskans voor

traditionele paren juist lager moeten zijn, maar blijkbaar wordt dit effect tegengewerkt door het feit dat dit ook paren zijn waarin de culturele voorkeuren minder goed overeenkomen.

5.3 Culturele modellen

In welke mate hebben culturele aspecten van sekserollen een invloed op de echtscheidingskans? Om deze vraag te beantwoorden, voegen we in model E een aantal culturele indicatoren toe aan basismodel A uit Tabel 2. Normen en waarden worden doorgaans gemeten via een reeks stellingen waarop mensen kunnen reageren. Deze attitude items meten gezamenlijk hoe iemand over verschillende aspecten van het leven denkt. Als men met behulp van attitudes (variëaties in) gedrag wil verklaren is dat echter een minder geslaagde aanpak omdat de attitudes een weerslag of rechtvaardiging kunnen zijn van dat gedrag. Dit geldt natuurlijk des te sterker naarmate het gedrag verder in het verleden ligt, en dat is hier het geval. In zulke gevallen dient men attitudes te meten voorafgaand aan het gedrag en heeft men dus prospectieve gegevens nodig, en die bestaan nauwelijks en als de aan.

Ons design is retrospectief, en om die reden hebben we alternatieven moeten bedenken om toch inzicht te krijgen in de normen en waarden die mensen hebben. Het eerste alternatief is om mensen te vragen naar concreet gedrag in het verleden dat een weerslag is van hun toenmalige normen en waarden. Het tweede alternatief is om mensen te vragen naar een aantal omstandigheden waarin zij hebben verkeerd en die volgens de literatuur een invloed hebben op iemands normen en waarden. In het bijzonder kijken we naar de volgende indicatoren:

- de emancipatie-oriëntatie is een optelling van de volgende items die alle betrekking hebben op het eerste jaar van het huwelijk: lezen van boeken over vrouwenemancipatie, bezoeken van bijeenkomsten over vrouwenemancipatie, gebruiken van de eigen achternaam in plaats van (alleen) die van de man, stemmen voor klein linkse partijen;
- religiositeit is een schaal van de volgende items: lid van de kerk bij aanvang van het huwelijk, frequent de kerk bezoeken bij aanvang van het huwelijk, kerklidmaatschap van de moeder;
- urbanisatie is een combinatie van de stedelijkheid van de plaats waar een respondent is opgegroeid en de plaats waar zij leefde aan het begin van het huwelijk.
- moeders werk en opleiding staat voor het opgroeien in een progressief milieu. Deze variabele is een optelling van twee items: of de moeder een opleiding in het hoger onderwijs heeft gehad en of de moeder werkte toen de respondent jong was.

De eerste twee indicatoren (emancipatie-oriëntatie en religie) hebben een directe relatie met progressieve waarden ten aanzien van huwelijk en sekserollen. De andere twee indicatoren (urbanisatie en moeders werk en opleiding) zijn minder directe indicatoren. Alle schalen zijn getransformeerd tot percentielscores zodat hun effecten onderling vergelijkbaar zijn.

Model E in Tabel 3 laat zien dat drie van de vier culturele kenmerken een significante invloed hebben op de scheidingskans. Vrouwen die een sterkere emancipatie-oriëntatie hebben en vrouwen die minder religieus zijn kennen een significant grotere scheidingskans dan minder geëmancipeerde en religieuze vrouwen.

Beide effecten zijn redelijk sterk, hoewel dat van religie sterker is dan dat van emancipatie. Als we de extremen vergelijken, op een schaal van 0 tot 100, dan hebben niet-religieuze vrouwen een 89 procent hogere scheidingskans dan religieuze vrouwen en hebben geëmancipeerde vrouwen een 50 procent hogere scheidingskans dan niet-geëmancipeerde vrouwen. Van de twee meer indirecte indicatoren heeft alleen urbanisatiegraad het verwachte effect. Vrouwen met een progressieve moeder blijken niet te verschillen in hun scheidingskans van andere vrouwen.

Een globale vergelijking van modellen D en E wijst erop dat het culturele model E een grotere verklaringskracht heeft dan het economisch model D. Dat is af te lezen aan de log likelihood, die lager is voor het culturele model. Dit geeft aan dat de scheidingskans beter wordt voorspeld door culturele kenmerken dan door economische kenmerken.

De indicatoren voor het waardenpatroon hebben betrekking op de begintijd van het huwelijk en op de socialisatie-periode van de vrouw en daarom nemen we aan dat zij vooraf gaan aan de gekozen arbeidsverdeling. In Figuur 2 gaven we aan dat de arbeidsverdeling een interveniërende schakel is tussen waarden en scheidingskans. Het is dus de vraag of de effecten van onze economische indicatoren kleiner worden wanneer de culturele kenmerken in het model worden opgenomen. Daartoe voegen we in model F de culturele kenmerken toe aan het laatste economische model D. De vergelijking van de uitkomsten van model D en model F laat zien dat de economische effecten niet veel kleiner worden als we controleren voor achterliggende culturele normen en waarden. Ook de invloed van onze culturele indicatoren verandert niet veel als we economische indicatoren toevoegen (model E versus F). De eerder geobserveerde invloed van economische variabelen berust dus niet op een schijnverband en blijkbaar hebben de culturele en economische aspecten van arbeidsverdeling onafhankelijk van elkaar een invloed op de echtscheidingskans.

5.4 Interactie-model

In het laatste model van Tabel 3 (model G) wordt de hypothese getoetst dat een traditionele arbeidsverdeling zwakkere effecten heeft op de echtscheidingskans van paren die meer progressieve, meer geëmancipeerde opvattingen hebben. Omdat we drie culturele indicatoren hebben en meerdere indicatoren voor de arbeidsverdeling in een huwelijk, hebben we eerst een index geconstrueerd waarin de culturele variabelen worden samengenomen. Deze index is het gemiddelde van de emancipatieschaal, de religieschaal, en de urbanisatieschaal, de drie variabelen die een significant hoofdeffect hadden. Religie is omgekeerd in de schaal opgenomen, zodat hogere scores op de index staan voor progressievere opvattingen. We gaan na of deze index de effecten van de economische positie van de vrouw (zoals gemeten in het laatste economische model F) specificeert.

De effecten van model G laten zien dat er steun is voor de interactie-hypothese. Het relatieve aandeel van de vrouw in het aantal arbeidsuren heeft een positief en significant hoofdeffect op de echtscheidingskans. Omdat de index loopt van 0 (minst progressief) tot 1 (meest progressief), kan het hoofdeffect van het aandeel arbeidsuren worden gezien als het effect van het aandeel arbeidsuren voor de meest traditionele vrouwen. In deze groep vinden we dus dat een hogere relatieve arbeidsdeelname van de vrouw samengaat met een hoger scheidingsrisico, wat in overeenstemming is met de economische theorie. Het interactie-effect is negatief, en ook statistisch significant, wat

betekent dat het effect van de arbeidsdeelname van de vrouw afneemt naarmate zij meer geëmancipeerd is. Om na te gaan wat het effect van arbeidsdeelname zou zijn voor de meest progressieve groep moeten we het interactie-effect en het hoofdeffect optellen. Het gecombineerde effect is $1.254 - 1.338 = -.084$, wat laat zien dat voor moderne vrouwen, een meer egalitaire arbeidsverdeling niet tot een hogere scheidingskans leidt. Merk op dat het effect zelfs negatief wordt, maar het negatieve effect is erg klein. De interactie-effecten tussen culturele waarden en opleidingsverschillen tot slot zijn echter niet significant en de interactie-hypothese wordt dus slechts gedeeltelijk ondersteund.

6 Conclusie

De eerste en belangrijkste conclusie van onze studie is dat specialisatie in arbeidsmarkthulpbronnen de kans op scheiding reduceert. De kans op echtscheiding is groter wanneer de vrouw meer betaalde arbeid verricht en wanneer zij beter is opgeleid dan haar partner. Voor niet-werkende vrouwen vonden we dat een geringe afstand tot de arbeidsmarkt, afgelezen aan een recente arbeidzame periode, de scheidingskans vergroot. Deze economische effecten blijken niet kleiner te worden als we rekening houden met het feit dat de huwelijken met een egalitaire taakverdeling ook de huwelijken zijn met meer progressieve normen en waarden omtrent huwelijk en gezin. Deze progressieve waarden hebben op hun beurt een duidelijke positieve invloed op de scheidingskans: vrouwen met meer geëmancipeerde denkbeelden en vrouwen die minder kerkelijk zijn, kennen een significant grotere scheidingskans dan andere vrouwen.

Hoewel de evidentie voor economische hypothesen in deze studie redelijk sterk is, zijn er ook een aantal bevindingen die tegen de hypothesen in gaan of hen in ieder geval nuanceren. In de eerste plaats blijkt de invloed van het waardenpatroon wat sterker te zijn dan de invloed van de arbeidsverdeling. In de tweede plaats worden de effecten van de arbeidsverdeling geconditioneerd door de manier waarop mensen tegen huwelijk en sekserollen aankijken. In meer progressieve huwelijken is er geen invloed van het aantal uren dat de vrouw werkt op de scheidingskans, terwijl die invloed er wel is in de meer traditionele huwelijken.

Afsluitend, onze bevindingen suggereren dat economische theorieën waarschijnlijk toch niet zo'n sterke kandidaat zijn om de toename van het scheidingscijfer te verklaren. Met de toename van het scheidingscijfer is immers het waardenklimaat in onze samenleving sterk veranderd. Wanneer de Nederlandse bevolking een steeds minder traditionele kijk heeft op de arbeidsverdeling in het huwelijk, zal tegelijkertijd ook de traditionele economische theorie terrein verliezen.

Literatuur

- Allison, P. 1984
Event History Analysis. Regression for Longitudinal Event Data. Newbury Park: Sage Publications.
- Amato, P.R. & Booth, A. 1995
'Changes in gender role attitudes and perceived marital quality'. *American Sociological Review* 60: 58-66.
- Becker, G.S. 1981
A Treatise on the Family. Cambridge: Harvard University Press.
- Becker, G.S., Landes, E., & Michael, R.T. 1977
'An economic analysis of marital instability'. *Journal of Political Economy* 85: 1141-87.
- Berrington, A. & Diamond, I. 1999
'Marital Dissolution among the 1958 British Birth Cohort'. *Population Studies* 53: 19-38.
- Blossfeld, H.P. (ed.) 1995
The new role of women. Family formation in modern societies. Boulder: Westview Press.
- Cherlin, A. 1981
Marriage, Divorce, Remarriage. Cambridge: Harvard University Press.
- Corcoran, M. & Duncan, G.J. 1979
'Work history, labor force attachment, and earnings differences between races and sexes'. *Journal of Human Resources* 14: 3-20.
- Corijn, M. 1999
'Echtscheiding in Vlaanderen'. *Bevolking en Gezin* 28: 59-89.
- D'Amico, R. 1983
'Status Maintenance or Status Competition'. *Social Forces* 61: 1186-1205.
- De Rose, A. 1992
'Socioeconomic Factors and Family Size as Determinants of Marital Dissolution in Italy'. *European Sociological Review* 8: 71-91.
- Diekmann, A. & Klein, T. 1991
'Bestimmungsgründe des Ehescheidungsrisikos'. *Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie* 43: 271-290.
- Dronkers, J. 1997
'Zoals de ouden zongen, piepen de jongen: Intergenerationele overdracht van de kans op echtscheiding in Nederland'. *Mens en Maatschappij* 72: 149-165.
- Fokkema, T. & Liefbroer, A.C. 1999
'Brenge werken echtscheiding dichterbij?' *Mens en Maatschappij* 74: 62-81.
- Graaf, P.M. de & Vermeulen, H. 1997
'Female labour-market participation in the Netherlands: Developments in the relationship between family cycle and employment'. In *Between Equalization and Marginalization*, edited by H.-P. Blossfeld & C. Hakim. Oxford: Oxford University Press.
- Greenstein, T.N. 1990
'Marital Disruption and the Employment of Married Women'. *Journal of Marriage and the Family* 52: 657-676.

- Greenstein, T.N. 1995
 'Gender Ideology, Marital Disruption, and the Employment of Married Women'. *Journal of Marriage and the Family* 57: 31-42.
- Hannan, M.T., Tuma, N.B. & Groeneveld, L.P. 1977
 'Income and Marital Events: Evidence from an Income-Maintenance Experiment'. *American Journal of Sociology* 82: 1186-1211.
- Hoffman, S.D. & Duncan, G.J. 1995
 'The Effect of Income, Wages, and AFDC Benefits on Marital Disruption'. *Journal of Human Resources* 30: 19-41.
- Huber, J. & Spitze, G. 1980
 'Considering Divorce: An Expansion of Becker's Theory of Marital Instability'. *American Journal of Sociology* 86: 75-89.
- Jansen, M. & Kalmijn, M. 2000
 'Emancipatiewaarden en de levensloop van jong-volwassen vrouwen: een panelanalyse van wederzijdse invloeden'. *Sociologische Gids* 67: 293-314.
- Janssen, J.P.G., Poortman, A., Graaf, P.M. de & Kalmijn, M. 1998
 'De instabiliteit van huwelijken en samenwoonrelaties in Nederland'. *Mens en Maatschappij* 73: 4-26.
- Kalmijn, M. 1998
 'Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, Trends'. *Annual Review of Sociology* 24: 395-421.
- Kalmijn, M. 1999
 'Father Involvement in Childrearing and the Perceived Stability of Marriage'. *Journal of Marriage and the Family* 61: 409-421.
- Kalmijn, M., Graaf, P.M. de & Uunk, W. 1998
Codeboek Scheiding in Nederland 1998. [Codebook Divorce in the Netherlands 1998]. Utrecht: Utrecht University.
- Kaufman, G. 2000
 'Do Gender Role Attitudes Matter?' *Journal of Family Issues* 21: 128-144.
- Komarovski, M. 1962
Blue-Collar Marriage. New York: Random House.
- Lehrer, E.L. & Chiswick, C.U. 1993
 'The religious composition of unions: its role as a determinant of marital stability'. *Demography* 30: 385-404.
- Lippe, T. van der & Niphuis-Nellm, M. 1994
 'De taakverdeling thuis, 1975-1990'. *Tijdschrift voor Arbeidsvraagstukken* 10: 266-279.
- Lueptow, L.B., Guss, M.B. & Hyden, C. 1989
 'Sex Role Ideology, Marital Status, and Happiness'. *Journal of Family Issues* 10: 383-400.
- Lye, D.N. & Biblarz, T.J. 1993
 'The Effects of Attitudes Toward Family Life and Gender Roles on Marital Satisfaction'. *Journal of Family Issues* 14: 157-188.
- Manting, D. 1993
 'Welke vrouwen maken een echtscheiding mee?' *Maandstatistiek van de Bevolking* 41: 18-29.

- Mott, F.L. & Moore, S.F. 1979
 'The Cause of Marital Disruption among Young American Women'. *Journal of Marriage and the Family* 41: 355-364.
- Ono, H. 1998
 'Husband's and Wife's Resources and Marital Dissolution'. *Journal of Marriage and the Family* 60: 674-689.
- Oppenheimer, V.K. 1988
 'A Theory of Marriage Timing'. *American Journal of Sociology* 94: 563-591.
- Oppenheimer, V.K. 1997
 'Women's employment and the gains to marriage: The specialization and trading model of marriage'. *Annual Review of Sociology* 23: 431-453.
- Parsons, T. 1949
 'The social structure of the family'. In *The family: Its function and destiny*, edited by R. Anshen. New York: Harper.
- Pit, S. & Rouwendal, J. 1994
 'Een economische analyse van echtscheiding in Nederland'. *Huishoudstudies* 4: 3-13.
- Sociaal en Cultureel Planbureau 1998
Sociaal en Cultureel Rapport 1998. Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.
- Swenson, D. 1996
 'A Logit Model of the Probability of Divorce'. *Journal of Divorce and Remarriage* 25: 173-194.
- Tzeng, J.M. & Mare, R.D. 1995
 'Labor Market and Socioeconomic Effects on Marital Stability'. *Social Science Research* 24: 329-351.
- Waite, L. J. & Lillard, L. A. 1991
 'Children and marital disruption'. *American Journal of Sociology* 96: 930-953.
- Yamaguchi, K. 1991
Event History Analysis. Newbury Parks: Sage Publications.