

Het verband tussen de beroepsposities van huwelijkspartners in acht landen van de Europese Gemeenschap, 1975-1989

Jeroen Smits, Wout Ultee en Jan Lammers*

Summary

The association between husbands' and wives' occupational positions in eight EC-countries, 1975-1989

Using data from the Eurobarometers, the association between the occupations of spouses is studied for 8 EC-countries at several points in time. Most of the association is attributable to consistency between spouses. The strength of this effect differs somewhat between the countries, and decreases by about 17% between 1975 and 1989. A cohort-analysis shows this trend towards more openness to be a combined cohort- and age-effect. We also find a relationship between married womens' participation in paid employment and the occupational group in which her husband is working. The strength and pattern of this association differs somewhat between countries, but remains about the same in the period under investigation.

1. Inleiding

In de eerste decennia na de Tweede Wereldoorlog werden in de sociologie vragen over de stratificatie van industriële samenlevingen beantwoord door het huishouden als eenheid van analyse te nemen. De sociale positie van het huishouden in haar geheel en van de afzonderlijke leden werd afgemeten aan het beroep van het hoofd van het huishouden. Dat hoofd was veelal een man en daarom beperkte het onderzoek zich vooral tot de beroepen van mannen. Om-

* Jeroen Smits is werkzaam als AIO bij de vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Nijmegen, Wout Ultee is aan dezelfde vakgroep verbonden als hoogleraar algemene en theoretische sociologie en Jan Lammers is werkzaam als universitair hoofddocent bij de vakgroep Methoden van de Katholieke Universiteit Nijmegen. Correspondentieadres: Vakgroep Sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen, Postbus 9108, 6500 HK Nijmegen.

dat de meeste gehuwde vrouwen in het huishouden werkten, waren er in die tijd ook nauwelijks vragen over het beroep van vrouwen te stellen.

Met de toenemende arbeidsparticipatie van vrouwen is er echter steeds meer belangstelling ontstaan voor hun eigen sociale positie. Hierbij zijn in eerste instantie vooral vragen aan de orde gesteld over verschillen en ongelijkheden tussen mannen in het algemeen en vrouwen in het algemeen. Bij dit onderzoek wordt niet het huishouden maar het individu als eenheid van analyse beschouwd. Het huishouden zelf verdwijnt daarmee uit de analyse.

De laatste jaren begint men hier weer op terug te komen. Het besef is doorgedrongen dat de ontplooiingsmogelijkheden van een persoon niet alleen afhangen van eigen kenmerken maar ook van kenmerken van diens directe sociale omgeving. Behalve vragen over de sociale positie van vrouwen in het algemeen in vergelijking tot de positie van mannen in het algemeen, worden er daarom tegenwoordig tevens vragen gesteld over de sociale positie van gehuwde vrouwen in vergelijking met die van hun echtgenoot. Bij dergelijk onderzoek is de eenheid van analyse het echtpaar, en deze eenheid wordt gekarakteriseerd met behulp van kenmerken van man en vrouw. De te beantwoorden vragen betreffen hierbij niet alleen kenmerken van gehuwden op zich, maar ook het verband dat er tussen hun beider kenmerken bestaat. Een toonaangevend voorbeeld is een studie van Sorensen en McLanahan (1987), waarin werd onderzocht in hoeverre in de USA tussen 1940 en 1980 het inkomen van een gehuwde vrouw hoger dan wel lager is dan dat van haar echtgenoot. Volgens de auteurs levert hun analyse inzicht op in de economische afhankelijkheden tussen huwelijkspartners.

Vragen over het verband tussen kenmerken van huwelijkspartners zijn niet nieuw. Vanuit het besef dat het voor de individuele maatschappelijke stijgingskansen van belang kan zijn met wie men trouwt, bestaat er op het gebied van de sociale stratificatie al een lange lijn van onderzoek naar trouwpatronen (bijv. Berent, 1954; Blau & Duncan, 1967; Rockwell, 1976; Ultee & Luijkx, 1990). Bij dit onderzoek staat de vraag centraal in hoeverre huwelijkspartners voor wat betreft relevante kenmerken op elkaar lijken. Als de partners een bepaald kenmerk (bijv. opleidingsniveau) gemeenschappelijk hebben, dan wordt het betreffende huwelijk in dit opzicht homogeen genoemd. En als ze van elkaar verschillen dan wordt de term heterogeen gebruikt. De mate van overeenstemming die er voor wat betreft een aantal kenmerken tussen huwelijkspartners bestaat, wordt binnen deze onderzoekslijn veelal geïnterpreteerd als indicatief voor de openheid of geslotenheid van de betreffende samenleving. Daarmee vormt dit onderzoek een aanvulling op het binnen de stratificatie sociologie gangbare onderzoek naar intergenerationele beroepsmobiliteit.

Het homogamie-onderzoek richtte zich in het verleden vooral op de sociale kenmerken van de partners ten tijde van de huwelijksluiting. Aan de gevolgen van een huwelijk met een bepaalde partner voor de latere sociale positie van de individuele huwelijkspartners werd weinig aandacht geschonken. In het meer recente onderzoek naar het verband tussen kenmerken van huwelijkspartners gebeurt dit wel. Voor een aantal sociale kenmerken is hierbij het bestaan van dit soort 'partner-effecten' aangetoond. Zo blijkt het beroepsniveau (Kerckhoff, 1978) en het inkomen (Benham, 1973) van gehuwde mannen hoger te zijn naarmate hun vrouw een hoger opleidingsniveau heeft. En omgekeerd zijn er positieve effecten gevonden van het opleidingsniveau van de man op het uurloon van de vrouw (Dirven et al., 1991) en van de sociaal economische status van de man op het beroepsniveau van de vrouw (Philliber & Vannoy-Hiller, 1990). Daarnaast is gevonden dat de kans dat een gehuwd persoon werkend (werkloos) is hoger is als de huwelijkspartner van die persoon ook werkend (werkloos) is (Ultee et al., 1988) en dat de kans om werkend (werkloos) te blijven hoger is als de partner ook werkend (werkloos) is (De Graaf & Ultee, 1991).

In het onderhavig onderzoek wordt deze onderzoekslijn voortgezet door voor een aantal landen van de Europese Gemeenschap (EG) het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners vast te stellen. Omdat een analyse van dit verband slechts betrekking heeft op een deel van alle echtparen, wordt bovendien onderzocht in hoeverre de keuze van gehuwde vrouwen om al of niet betaalde arbeid te verrichten samenhangt met de beroepsgroep van hun echtgenoot.

Onderzoek naar het verband tussen de beroepsposities van huwelijkspartners is om verschillende redenen van belang. Het levert een bijdrage aan onze kennis van maatschappelijke openheid, van afhankelijkheden die er tussen gehuwden bestaan en van maatschappelijke ongelijkheid. In de volgende paragraaf wordt op deze punten nader ingegaan.

2. Openheid, afhankelijkheid en ongelijkheid

Met betrekking tot de sociale openheid sluit onze studie aan bij onderzoek van Hout (1982) op het gebied van de beroepsheterogamie en bij Ultee en Luijkx (1990) op het gebied van de onderwijsheterogamie. Zowel Hout als Ultee en Luijkx laten zien dat er een nauw verband bestaat tussen trouwpatronen en intergenerationele beroepsmobiliteit. Ultee en Luijkx tonen aan dat landen met meer opleidingsheterogamie ook meer beroepsmobiliteit kennen en concluderen daaruit dat er sprake is van een algemene maatschappelijke openheid. Hout vindt voor de USA in 1978 dat de beroepsgroepen waartussen veel (weinig) hu-

welijken bestaan ook de beroepsgroepen zijn waartussen veel (weinig) mobiliteit is. Er bestaan volgens hem barrières tussen statusgroepen die zowel de mogelijkheid van personen om in een hoger beroep terecht te komen dan hun vader, als hun mogelijkheid om in een ander beroep te werken dan hun huwelijkspartner bemoeilijken. De belangrijkste barrière die bij het mobiliteitsonderzoek gevonden is, de overgang van hand- naar hoofdarbeid, blijkt ook bij huwelijken het sterkst te zijn.

Zowel de studie van Ultee en Luijckx op het gebied van de opleidingsheterogamie als onderzoek op het gebied van de beroepsmobiliteit (bijv. Grusky & Hauser, 1984; Ganzeboom et al., 1989; Wong, 1990) laten zien dat de mate van openheid verschilt tussen landen en dat er op zijn minst in een aantal landen sprake is van een trend naar meer openheid. In dit onderzoek wordt gekeken of deze verschillen en trends ook terug te vinden zijn op het gebied van de beroepsheterogamie. Hierbij is het niet van belang of een ontwikkeling naar meer beroepsheterogamie het gevolg is van toenemende vrijheid bij de keuze van een huwelijkspartner, of van toenemende vrijheid van gehuwden bij de keuze van een baan. In beide gevallen spelen volgens Hout (1982) dezelfde statusbarrières een rol.

Als we echter de ontwikkelingen op het gebied van de beroepsheterogamie willen interpreteren in termen van afhankelijkheden tussen huwelijkspartners, dan wordt dit onderscheid tussen keuze bij het huwelijk en keuze na het huwelijk wel belangrijk. Een dergelijke interpretatie is namelijk alleen mogelijk als er sprake is van – de mogelijkheid tot – beïnvloeding tussen de huwelijkspartners. Om na te gaan in hoeverre dit het geval is, dient te worden gecontroleerd voor andere zaken die aan het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners bijdragen, zoals de mogelijkheid dat de gehuwden elkaar op beroepsgroep of op een ander daarmee samenhangend kenmerk geselecteerd hebben. Onze data bieden ons daartoe een mogelijkheid, zij het een beperkte. We zouden willen nagaan of de mate van beroepsheterogamie verandert bij toenemende huwelijksduur. Van veranderingen die in de loop van het huwelijk optreden, weten we in ieder geval dat ze niet door selectie veroorzaakt zijn. Daarom hebben we op basis van het geboortjaar van één van de huwelijkspartners cohorten samengesteld en deze meerdere malen waargenomen. Hierbij wordt aangenomen dat – ondanks het voorkomen van ‘late’ en ‘tweede’ huwelijken – met toenemende leeftijd van de gehuwden gemiddeld genomen de huwelijksduur langer is. Als deze aanname een redelijke benadering vormt, dan kan uit de veranderingen die in het verband tussen de beroepsgroepen van de gehuwden uit de verschillende cohorten in de loop van de periode 1975-1989 optreden, worden opgemaakt hoe dit verband zich bij toenemende huwelijksduur ontwikkelt.

Hout (1982) oppert dat het verband met toenemende huwelijksduur sterker zal worden en geeft hier drie argumenten voor: gehuwden zouden kunnen afzien van beroepsmogelijkheden die qua status teveel afwijken van het beroep van hun partner, ze zouden van hun partner informatie over beroepsmogelijkheden kunnen krijgen, en grote verschillen tussen de partners zouden de kans op scheiding kunnen verhogen. Er zijn echter ook argumenten die een afname van het verband voorspellen. Zo biedt de werkgelegenheidssituatie in de eerste helft van de jaren tachtig weinig ruimte voor kieskeurigheid bij het zoeken van een baan. Bovendien valt te verwachten dat vrouwen als gevolg van de emancipatiebeweging ook op de arbeidsmarkt steeds vaker hun eigen koers gaan varen.

Met betrekking tot de maatschappelijke ongelijkheid gaat het om de vraag in hoeverre een eventueel verband tussen de beroepsposities van huwelijkspartners gevolgen heeft voor de ongelijkheid in de samenleving. Ultee et al. (1988) laten zien dat ongelijkheden op de arbeidsmarkt versterkt worden door processen op de huwelijksmarkt. Als werkenden met werkenden en werklozen met werklozen gehuwd zijn dan neemt binnen huishoudens de ongelijkheid af, maar wordt de ongelijkheid tussen huishoudens groter. Eenzelfde redenering geldt ook voor het beroepsniveau waarop huwelijkspartners werkzaam zijn. Als huwelijkspartners geneigd zijn om in banen van hetzelfde niveau te werken is de ongelijkheid in de verdeling van banen tussen huishoudens groter dan als huwelijkspartners op een verschillend niveau werkzaam zijn. De mate van beroepshomogamie in de samenleving zegt dus iets over de ongelijkheid tussen huishoudens. Hoe meer in een samenleving de beroepen van de partners in een huishouden op elkaar lijken, des te groter is de ongelijkheid tussen de huishoudens in die samenleving.

Zo lang het overgrote deel van de gehuwde vrouwen in het huishouden werkt is dit effect niet zo belangrijk. Met de sterke toename van de arbeidsparticipatie van gehuwde vrouwen is het in de afgelopen jaren echter actueler geworden. Als vrouwen geneigd zijn om in dezelfde beroepsgroep als hun echtgenoot te gaan werken, of als voornamelijk vrouwen waarvan de man een hogere positie heeft gaan werken, dan zal dat de ongelijkheid tussen huishoudens in de samenleving versterken. De bevindingen van ons onderzoek zullen uitwijzen in hoeverre daar sprake van is.

3. Vraagstelling

In dit onderzoek worden voor het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners de volgende vragen beantwoord:

1. Bestaat er in de acht te onderzoeken EG-landen in de periode 1975-1989 een verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners?
2. Wat is de structuur van dit verband?
3. In hoeverre verschilt dit verband tussen de acht onderzochte EG-landen en verandert het in de periode 1975-1989?
4. In hoeverre verandert dit verband bij toenemende huwelijksduur?

De eerste drie vragen worden vervolgens ook beantwoord voor het verband tussen de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen en de beroepsgroep waarin hun echtgenoot werkzaam is.

Omdat de term structuur van het verband tot onduidelijkheden aanleiding kan geven wordt hieronder de betekenis ervan nader toegelicht.

3.1. De structuur van het verband

Met de term structuur van het verband bedoelen we het patroon van over- en ondervertegenwoordiging van het aantal huwelijken in de verschillende cellen van een heterogamietabel. Dit is een tabel waarin een bepaald kenmerk (zoals het beroep) van een gehuwd persoon wordt afgezet tegen datzelfde kenmerk van zijn of haar huwelijkspartner. Als gehuwden er naar tenderen om in dezelfde beroepsgroep te werken komt dat tot uitdrukking in een oververtegenwoordiging op de diagonaal van deze tabel. Deze tendens tot homogamie kan bij sommige beroepsgroepen sterker zijn dan bij andere. Daarnaast kunnen bepaalde heterogame combinaties extra veel of juist weinig voorkomen. In principe kan zo iedere cel of groep van cellen in de tabel van de overige cellen afwijken. Bij onze analyse onderzoeken we in hoeverre deze structuur met eenvoudige modellen beschreven kan worden. Hierbij maken we gebruik van loglineaire analyse.

Het gebruik van loglineaire modellen heeft als bijkomend voordeel dat daarmee gecontroleerd kan worden voor verschillen in de marginalen van de heterogamietabel. De aantallen in die marginalen vertegenwoordigen de beroepenstructuren van de gehuwde mannen en vrouwen. Verschillen tussen deze beroepenstructuren kunnen van invloed zijn op het verband tussen de beroepsposities van gehuwden. Als er in een bepaalde beroepsgroep weinig (veel) gehuwde vrouwen werkzaam zijn, dan vermindert (vermeerdert) daardoor de kans dat een man gehuwd is met een vrouw uit die beroepsgroep. In die zin vertegenwoordigen de aantallen in de marginalen de 'gelegenheidsstructuur'. Omdat dergelijke structurele factoren nauwelijks beïnvloed worden door afzonderlijke gehuwden zijn ze voor ons onderzoek van minder belang. Wij zijn geïnteresseerd in de vraag welke keuzes huwelijkspartners maken binnen de speelruimte die ze hebben. Met behulp van loglineaire analyse is het mogelijk om te

bepalen in hoeverre de verschillende huwelijkscombinaties vaker of juist minder vaak voorkomen dan op basis van de aantallen in de marginalen verwacht kan worden. En deze over- of ondervertegenwoordiging kan geïnterpreteerd worden in termen van voorkeur voor of afkeer van de betreffende combinatie onder gehuwden.

4. Data en methoden

De data die voor dit onderzoek gebruikt zijn, zijn ontleend aan de Eurobarometers.¹ Dit zijn enquêtes die twee maal per jaar, in voor- en najaar, in alle landen van de Europese Gemeenschap worden gehouden. Bij ons onderzoek is gebruik gemaakt van de Eurobarometers 4 t/m 31 (najaar 1975 t/m voorjaar 1989). Het onderzoek betreft de volgende acht EG-landen: Frankrijk, Groot-Brittannië (zonder Noord-Ierland), Duitsland, Italië, Nederland, Denemarken, België en Ierland. Van de overige EG-landen zijn Griekenland, Spanje en Portugal buiten beschouwing gelaten omdat ze niet de gehele periode tot de EG behoorden en Luxemburg omdat het aantal respondenten in dit land te klein was.

De bij de Eurobarometers gebruikte beroepsindeling is voor alle Eurobarometers in elk van deze landen hetzelfde. Hierdoor zijn de gegevens goed vergelijkbaar over landen en tijdstippen. De beroepsindeling bestaat uit zes categorieën. Voor ons onderzoek hebben we ze, op grond van het aanzien dat beroepen in westerse industrielanden genieten, als volgt van hoog naar laag gerangschikt: leidinggevend, vrije beroepen, employés, zelfstandigen, boeren, arbeiders.²

Een nadeel van de Eurobarometers is dat niet van iedere gehuwde – of ongehuwd samenwonende³ – respondent het beroep van de partner is gevraagd. Alleen aan respondenten die geen hoofd van de huishouding zijn wordt behalve het eigen beroep ook het beroep van het hoofd van de huishouding gevraagd. Voor ons onderzoek zijn derhalve alleen respondenten gebruikt die partner van het hoofd van het huishouden zijn. Dit betreft 52,4% van de gehuwde respondenten. In bijna alle gevallen (98,8%) zijn dit vrouwen.⁴ De analyse is verder beperkt tot de huwelijken waarin beide partners betaald werk verrichten of waarin de man betaalde arbeid verricht en de vrouw in het huishouden werkt. En ten slotte zijn alleen respondenten geselecteerd waarvan de leeftijd tussen 20 en 60 jaar ligt. Om tot een redelijke celvulling van de heterogamietabel te komen was het nodig om de Eurobarometers van verschillende jaren bij elkaar te voegen. Voor de cohortanalyse is de periode 1975-1989 in vijf tijdvakken verdeeld. Voor de overige analyses was een indeling in drie tijdvakken noodzakelijk.⁵

Voor ons onderzoek zijn op basis van de Eurobarometers drie tabellen samengesteld: een beroepsheterogamietabel met $6 \times 6 \times 8 \times 3$ cellen (beroep man $\times$ beroep vrouw $\times$ land $\times$ tijd), een tabel voor de arbeidsparticipatie van gehuwde vrouwen met $6 \times 2 \times 8 \times 3$ cellen (beroep man $\times$ wel/niet werken vrouw $\times$ land $\times$ tijd) en een tabel voor de cohortanalyse met $2 \times 5 \times 8 \times 5$ cellen (wel/niet homogeen $\times$ cohort $\times$ land $\times$ tijd). Deze tabellen zijn geanalyseerd met behulp van loglineaire analyse. Hierbij is gebruik gemaakt van de methode en de modellen die ook gebruikt worden bij de analyse van mobiliteitstabellen (vgl. Hout, 1983). Uitgaande van een model dat geen verband veronderstelt wordt stapsgewijs complexiteit toegevoegd, tot een model bereikt wordt dat een adequate beschrijving van de data biedt.

Ter vaststelling van de goedpassendheid van de modellen zijn verschillende fitmaten gebruikt. Omdat het aantal respondenten erg groot is, is het traditionele statistische criterium voor dit soort modellen, de Likelihoodratio (L2), voor onze analyse niet goed bruikbaar. Bij dergelijke grote aantallen kunnen de standaardfouten zo klein worden, dat zelfs hele kleine verschillen die inhoudelijk gezien betekenisloos zijn, statistisch significant zijn. De BIC (Bayesian Information Coëfficiënt) is speciaal ontwikkeld voor modelselectie bij grote aantallen respondenten. Een negatieve BIC geeft aan dat een model waarschijnlijker is dan het verzadigde model. De meest negatieve BIC geeft het meest waarschijnlijke model aan (Raftery, 1986a en b). Om een indruk te krijgen van de verklaringskracht van een model wordt het percentage reductie in L2 ten opzichte van het onafhankelijkheidsmodel gebruikt. Dit percentage geeft aan hoeveel procent van de associatie in de tabel verklaard wordt door het betreffende model (zie ook Goodman, 1972).

5. Resultaten

5.1. Het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners

De resultaten van de loglineaire analyse van het verband tussen de beroepsgroepen van gehuwden worden in tabel 1 gepresenteerd. Deze analyse heeft betrekking op de huwelijken waarin beide partners betaalde arbeid verrichten. Met behulp van de eerste acht modellen worden onze eerste en tweede vraag, naar het bestaan van een verband en naar de structuur daarvan, beantwoord. Hierbij wordt uitgegaan van de veronderstelling dat het verband niet verandert tussen 1975 en 1989 en dat er geen verschillen tussen de landen bestaan.

Met model 1 wordt de hypothese getoetst dat er – na controle voor de aantallen in de marginalen van de tabel – geen verband tussen de beroepsgroepen van

Tabel 1. Modelselectie voor het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners in acht EG-landen op drie tijdstippen (N=21597)

No.	Model	VG	L2	BIC	%-RED
1.	Onafhankelijkheid	600	10962	8211	0
2.	H	599	4084	-1895	62,8
3.	H+D	594	1659	-4270	84,9
4.	3+Uniforme associatie	593	1287	-4631	88,3
5.	3+Rij- en kolomeffect	585	1182	-4656	89,2
6.	3+Homogeen rij- en kolomeffect	589	1209	-4669	89,0
7.	Symmetrie	585	1187	-4651	89,2
8.	Asymmetrie	575	1158	-4580	89,4
9.	6+H*L	582	1125	-4684	89,7
10.	6+H*T	587	1189	-4669	89,2
11.	6+H*TL	588	1189	-4679	89,2
12.	6+H*L+H*TL	581	1102	-4696	89,9
13.	12+U*L	574	948	-4781	91,4
14.	12+U*T	579	1101	-4678	90,0
15.	12+U*TL	580	1102	-4686	89,9
16.	13+D*L	539	702	-4678	93,6
17.	13+D*T	564	925	-4704	91,6
18.	13+D*TL	569	931	-4747	91,5
19.	13+RK*L	546	779	-4671	92,9
20.	13+RK*T	566	940	-4709	91,4
21.	13+RK*TL	570	941	-4748	91,4
22.	13+H*L*T	567	934	-4725	91,5
23.	13-H*L	581	1054	-4745	90,4
24.	23+COV	580	1053	-4736	90,4
25.	13-U*L	581	1102	-4696	89,9
26.	25+COV	580	1101	-4687	90,0

H=Homogamie. D=Verschil tussen diagonaalcellen. L=Land. T=Tijd. TL=Tijd Lineair.

U=Algemene Associatieparameter. RK=Homogene Rij- en Kolomparameters.

COV=Percentage werkende gehuwde vrouwen per land.

Bij deze en volgende analyses is aan nulcellen 0,001 toegevoegd.

de huwelijkspartners bestaat. Omdat dit model zeer slecht past wordt deze hypothese verworpen. Dit betekent dat onze eerste vraag, of er een verband bestaat, bevestigend beantwoord wordt.

Vervolgens wordt de structuur van het verband nader onderzocht. Dit gebeurt om te beginnen door na te gaan in hoeverre er onder tweeverdieners spra-

ke is van relatieve voorkeur voor homogame huwelijkscombinaties in vergelijking tot heterogame combinaties (model 2) en of deze voorkeur voor homogame combinaties verschilt tussen de verschillende beroepsgroepen (model 3). Daarna wordt de aandacht ook op de heterogame combinaties gericht. Hierbij wordt gebruik gemaakt van zgn. associatiemodellen (Goodman, 1979). Eerst wordt onderzocht in hoeverre het verband in de tabel te beschrijven is met, naast de diagonaalparameters, een uniforme associatieparameter (model 4). Daarna wordt gekeken of deze algemene associatieparameter varieert over de rijen en de kolommen van de tabel (model 5: het rij- en kolomeffect model). Van dit laatste model wordt ook de versie met gelijke rij- en kolomparameters bekeken (model 6: het homogene rij- en kolomeffect model). Vervolgens wordt het quasi-symmetrie model gepresenteerd (model 7), dat voor iedere cel een andere parameter toestaat met als enige beperking dat het verband symmetrisch moet zijn. In model 8, tenslotte, wordt ook deze restrictie losgelaten.

In vergelijking met model 1 laat model 2 een zeer sterke verbetering van de fit zien en ook de volgende stap naar model 3 levert een aanzienlijke verbetering op. Er is dus sprake van homogamie en de mate daarvan verschilt tussen de beroepsgroepen. De geneigdheid van gehuwden om in dezelfde beroepsgroep als hun partner te werken domineert het verband in de tabel zeer sterk. Met alleen de veronderstelling dat er sprake is van homogamie wordt 60% van de totale associatie in de tabel verklaard en door daar nog aan toe te voegen dat de mate van homogamie verschilt tussen de beroepsgroepen zelfs 80%.

Toch levert ook de toevoeging van een uniforme associatieparameter (model 4) een duidelijke verbetering van de fit op, zeker als daarbij variatie in associatie tussen de beroepscategorieën wordt toegestaan, zoals in de modellen 5 en 6. Deze modellen laten zien dat de associatieparameter zowel tussen de rijen als tussen de kolommen varieert. Gezien de lagere BIC-waarde van model 6 zijn er geen relevante verschillen tussen de rij- en de kolomparameters. Omdat de modellen 7 en 8 verder weinig toe voegen, nemen we voor de verdere analyse model 6 als uitgangspunt.

We gaan nu over tot de bespreking van de modellen ter beantwoording van vraag 3 over verschillen tussen landen en veranderingen in de tijd. We beginnen met het toetsen van veronderstellingen over de parameter voor het verschil tussen de diagonaal en de rest van de tabel. Eerst wordt getoetst of deze parameter verschilt tussen de acht EG-landen en tussen de drie tijdstippen (modellen 9 en 10). Vervolgens wordt gekeken of de verandering tussen de tijdstippen zuiver beschreven kan worden door te veronderstellen dat de verandering tussen periode 1 en periode 2 gelijk is aan de verandering tussen periode 2 en periode 3. Dit gebeurt in model 11 met een lineaire tijdparameter.

In vergelijking met model 6 levert model 9 een daling van de BIC op. De diagonaalparameter varieert dus tussen de landen. Model 11 blijkt de verandering in de tijd het beste te beschrijven. De verandering tussen periode 1 en periode 2 is dus ongeveer gelijk aan de verandering tussen periode 2 en periode 3. Gezien de daling van de BIC bij model 11 is dit effect bovendien sterk genoeg om voor opname in ons uiteindelijke model in aanmerking te komen. Door de parameters voor het verschil tussen de landen en het lineaire tijdseffect toe te voegen aan model 6 wordt model 12 verkregen als uitgangsmodel voor de verdere analyse. Uitgaande van dit model wordt ook voor de algemene associatie parameter getoetst op verschillen tussen landen (model 13), verschillen tussen tijdstippen (model 14) en lineaire trend in de tijd (model 15). Alleen de verschillen tussen de landen blijken sterk genoeg om voor opname in aanmerking te komen. Model 13 wordt daarom het nieuwe uitgangsmodel voor verdere analyse.

Met de modellen 16 t/m 21 wordt nu getoetst of de parameters voor de verschillen tussen de diagonaalcellen en de parameters voor de verschillen in associatie tussen de beroepscategorieën variëren tussen de landen en tijdstippen. In beide gevallen zijn er verschillen tussen deze landen, die gezien de stijging van de BIC echter te klein zijn om voor opname in aanmerking te komen. Ten slotte is getoetst of de verschillen tussen de landen in mate van homogamie in de loop van de tijd variëren (model 22). Dit blijkt niet het geval te zijn. Ons definitieve model is daarmee model 13: de algemene associatie varieert tussen de landen en de mate van homogamie varieert tussen landen en tijdstippen.

Omdat het mogelijk is dat de gevonden verschillen tussen de EG-landen het gevolg zijn van de verschillen die er tussen deze landen bestaan in de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen, is nog een aanvullende analyse verricht (modellen 23 t/m 26). In model 23 zijn in vergelijking met model 13 de parameters voor de verschillen tussen de landen in mate van homogamie weggelaten en in model 25 de parameters voor de verschillen in algemene associatie. Met de modellen 24 en 26 wordt getoetst in hoeverre het verschil tussen model 13 en model 23 respectievelijk model 25 overbrugd kan worden door het percentage werkende gehuwde vrouwen als covariaat toe te voegen. Dit blijkt in het geheel niet het geval te zijn.

Parameterschattingen

Om te weten te komen wat de verschillen tussen de landen zijn, waar de veranderingen in de tijd op neer komen en hoe het patroon van associatie er uit ziet, worden in tabel 2 de desbetreffende parameters van model 13 gepresenteerd. We geven zowel de logaritmische als, tussen haakjes, de multiplicatieve versie van de parameter weer. Bij de bespreking van de parameters zullen we steeds uitgaan van de multiplicatieve vorm.

Het feit dat de algemene associatieparameter een positieve waarde heeft betekent dat de kans op een bepaalde huwelijkscombinatie afneemt naarmate de beroepsgroepen van de huwelijkspartners meer verschillen. De gebruikelijke interpretatie van deze parameter is in termen van verhoudingen tussen kansen (odds). De waarde van 1,23 geeft aan dat gemiddeld genomen bij iedere stap stijging in de beroepshiërarchie de verhouding tussen de kans dat de partner in een bepaalde beroepscategorie werkzaam is en de kans dat die partner één categorie lager werkzaam is, met 23% toeneemt. Omdat de afstanden tussen de beroepscategorieën onder model 13 niet gelijk zijn, zal de werkelijke stijging van deze verhouding tussen kansen wat hoger of lager zijn afhankelijk van de eigen beroepscategorie en de categorie van de partner. De parameters voor de categorie-afstanden geven aan hoeveel groter of kleiner de algemene associatieparameter wordt bij de verschillende overgangen tussen beroepscategorieën. Voor iemand die werkzaam is als boer in plaats van als arbeider is de gemiddelde kans op een partner die één beroepscategorie hoger werkzaam is niet 1,23 maar $1,23 \cdot 0,97 = 1,19$ keer zo groot. En omgekeerd wordt als je zelf één categorie stijgt de kans op een partner die boer is in plaats van arbeider gemiddeld genomen ook 1,19 keer zo groot. De parameters laten zien dat de sterkste toename van de kans op een hogere versus een lagere functie van de partner ligt bij de overgang van de zelfstandigen naar de employés. De algemene associatieparameter verschilt verder tussen de landen. In Italië blijkt het verband sterker te zijn dan in de andere landen. De waarde van de associatieparameter is er 21% hoger dan gemiddeld. Nederland is met een parameter die 8% lager is dan het gemiddelde in dit opzicht het meest open land.

Tabel 2. Parameterschattingen voor het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners op basis van model 15 uit tabel 1

ALGEMENE ASSOCIATIE				DIAGONAALPARAMETERS		
Gemidd	0,204 (1,23)*	CATEGORIE-AFSTANDEN		Gemidd	1,767 (5,85)*	BEROEPSGROEPEN
FR	-0,039 (0,96)*	Leid/Vr.B	0,029 (1,03)	FR	0,256 (1,29)*	Leid -1,376 (0,25)*
GB	-0,035 (0,97)*	Vr.B/Emp	-0,108 (0,90)	GB	-0,192 (0,83)*	Vr.Ber 0,113 (1,12)
BRD	-0,058 (0,94)*	Emp/Zelf	0,166 (1,18)	BRD	0,072 (1,07)	Emp -0,902 (0,41)*
IT	0,191 (1,21)*	Zelf/Boer	-0,058 (0,94)	IT	-0,441 (0,64)*	Zelf 0,500 (1,65)*
NL	-0,087 (0,92)*	Boer/Arb	-0,030 (0,97)	NL	0,387 (1,47)*	Boer 3,445 (31,3)*
DK	-0,016 (0,98)			DK	0,016 (1,02)	Arb -1,780 (0,17)*
B	-0,002 (1,00)			B	-0,073 (0,93)	TJJD
IRL	0,045 (1,05)			IRL	-0,025 (0,98)	L.Trend-0,090 (0,91)*

* geeft aan dat een parameter significant ($p < 0,05$) afwijkt van het gemiddelde. Dit geldt echter niet voor de parameters voor de categorie-afstanden omdat daarvoor geen standaardfouten bekend zijn. Tussen haakjes staan de multiplicatieve versies van de parameters.

De parameter voor algemene associatie geeft een goede beschrijving van het verband buiten de diagonaal van de tabel. Dat doet ze niet voor de diagonaalcellen zelf. Die laten grote afwijkingen zien. Deze worden met de diagonaalparameters in tabel 2 beschreven. De eerste daarvan geeft aan wat de grootte is van het verschil tussen de diagonaal en de rest van de tabel. Deze parameter heeft een waarde van 5,85. Dat betekent dat er sprake is van een sterke oververteenwoordiging van de homogame huwelijkscombinaties. Blijkens de parameters voor de verschillen tussen de landen is deze 'tendens tot homogamie' in Nederland en in mindere mate ook Frankrijk sterker dan in de overige EG-landen. Italië en in mindere mate ook Groot-Brittannië zijn in dit opzicht het meest open. De lineaire tijdparameter laat zien dat het verschil tussen de diagonaal en de rest van de tabel tussen 1975 en 1989 afneemt. Van periode 1 naar periode 2 en van periode 2 naar periode 3 telkens met 9%. En de parameters voor de afzonderlijke beroepsgroepen laten zien dat de neiging tot homogamie sterk verschilt tussen de beroepsgroepen. De boeren blijken verreweg het meest gesloten te zijn, met een neiging tot homogamie die ruim 31 keer sterker is dan gemiddeld. De arbeiders, de leidinggevendenden en de employés zijn relatief open beroepsgroepen.

5.2. Cohortanalyse

We gaan nu over tot de bespreking van de modellen ter beantwoording van onze vierde vraag, in hoeverre het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners verandert bij toenemende huwelijksduur.

Het is mogelijk dat de trend naar minder homogamie, die in de vorige paragraaf is aangetoond, het gevolg is van het feit dat intredende cohorten gemiddeld genomen minder homogam huwen dan uitredende cohorten. Het is evenwel ook mogelijk dat deze trend door een leeftijdseffect wordt veroorzaakt. Er is sprake van zo'n leeftijdseffect als gehuwden in de loop van hun huwelijk steeds minder op elkaar gaan lijken. Met de tot nu toe verrichte analyse is het niet mogelijk om dit leeftijdseffect van een cohorteffect te scheiden. Dat kan alleen door cohorten te maken en deze in de tijd te volgen. Hiertoe is een aanvullende analyse verricht waarin op basis van het geboortjaar van de vrouw vijf cohorten onderscheiden zijn, die op vijf verschillende tijdstippen zijn waargenomen. De cohorten zijn zo uitgekozen dat ze heel de onderzoeksperiode tot de onderzoekspopulatie behoren.⁶ De analyse heeft daardoor alleen betrekking op gehuwde tweeverdieners waarvan de vrouw in 1975 tussen de 20 en de 46 jaar oud was. De variabele tijd geeft bij deze analyse het ouder worden van personen die tot een bepaald cohort behoren weer en staat daarmee voor een leeftijds-effect. Bij deze analyse modelleren we alleen de tendens tot homogamie.

Tabel 3 bevat de resultaten. Uitgangspunt vormt het model met naast de effecten van de marginalen (die in de tabel zijn weggelaten) alleen een parameter voor het verschil tussen de homogame en de heterogame huwelijkscombinaties (model 1). We beginnen met na te gaan of de tendens tot homogamie varieert tussen de landen (model 2). Alhoewel we niet op de eerste plaats geïnteresseerd zijn in dit landeneffect wordt het bij alle modellen ter controle opgenomen. Achtereenvolgens wordt nu getoetst of de tendens tot homogamie varieert tussen de tijdstippen (model 3), of deze tendens lineair verandert in de tijd (model 4), of ze varieert tussen de cohorten (model 5) en of het verschil tussen de cohorten als een lineair effect te modelleren is (model 6). Zowel voor de veranderingen in de tijd als voor de verschillen tussen de cohorten blijken de modellen die een lineair effect veronderstellen de beste fit op te leveren. In model 7 worden deze effecten gezamenlijk opgenomen. Dit model heeft een betere fit dan alle voorafgaande modellen. Vervolgens wordt getoetst of het effect van de variabele tijd varieert over de landen (model 8), of het cohorteffect varieert over de landen (model 9) en of het cohorteffect varieert over de variabele tijd (model 10). Deze modellen passen slechter dan model 7. Er kan dus geconcludeerd worden dat noch het verschil tussen de tijdstippen noch het verschil tussen de cohorten varieert tussen de landen. Bovendien verandert het verschil tussen de cohorten niet in de loop van de periode 1975-1989. Dit laatste betekent dat de vijf cohorten in de onderzoeksperiode in dezelfde mate veranderen.

Om verdere gevolgtrekkingen te maken bezien we de parameters van model 7, het best passende model. In dit model heeft de cohortparameter een waarde van 0,93 en de tijdsparameter een waarde van 0,94. Bij ieder volgend geboortecohort is de tendens tot homogamie 7% zwakker dan in het voorafgaande co-

Tabel 3. Modelselectie voor de analyse van de ontwikkeling van de tendens tot homogamie in vijf geboortecohorten in de periode 1975-1989 (N=15642)

No.	Model	VG	L2	BIC
1.	H	199	379	-1542
2.	H*L	192	315	-1540
3.	H*L+H*T	188	279	-1537
4.	H*L+H*TL	191	282	-1563
5.	H*L+H*C	188	273	-1543
6.	H*L+H*CL	191	274	-1570
7.	H*L+H*TL+H*CL	190	249	-1586
8.	H*L*TL+H*CL	183	231	-1536
9.	H*L*CL+H*TL	183	232	-1535
10.	H*L+H*TL*CL	189	248	-1577

H=Homogamie. T=Tijd. TL=Tijd Lineair. L=Land. C=Cohort. CL=Cohort Lineair.

hort. En in ieder volgend tijdvak is deze tendens 6% zwakker dan in het vorige tijdvak. Deze resultaten laten zien dat de bij de eerdere analyse geconstateerde afname van de mate van homogamie in de loop van de periode 1975-1989 zowel uit een cohort- als uit een leeftijdseffect bestaat. Instromende cohorten vertonen in doorsnee steeds minder homogamie. Bovendien neemt met toenemende leeftijd van de gehuwden de neiging tot homogamie af.

5.3. Beroepsdeelname van gehuwde vrouwen

De laatste vraag die we aan de orde stellen is de vraag in hoeverre er een verband bestaat tussen het beroep van de echtgenoot en het al dan niet werken van de echtgenote. Deze analyse heeft dus behalve op de tweeverdieners ook betrekking op de huwelijken waarbij de vrouw in het huishouden werkt of werkzoekend is. In tabel 4 worden de resultaten gepresenteerd.

Eerst wordt getoetst of er een verband bestaat tussen de beroepsgroep van de man en het al dan niet betaald werken van zijn vrouw. Gezien de slechte fit van het onafhankelijkheidsmodel (model 1) blijkt dat inderdaad het geval te zijn. Model 2, waarin wordt verondersteld dat het verband hetzelfde is voor alle onderzochte landen en tijdstippen, past duidelijk beter dan model 1, maar wijkt nog te veel af om acceptabel te zijn. De verschillen tussen landen en tijdstippen worden onderzocht met de modellen 3 en 4. De veronderstelling dat het verband verschilt tussen de landen leidt tot een zeer aanzienlijke verbetering van

Tabel 4. Modelselectie voor het verband tussen de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen en de beroepsgroep van hun echtgenoot (N=53079)

No.	Model	VG	L2	BIC	%-RED
1.	O	120	954	-352	0
2.	M*V	115	684	-568	28,3
3.	M*V*L	80	110	-760	88,4
4.	M*V*T	105	647	-495	32,2
5.	M*V+F	110	482	-715	49,5
6.	M*V+GB	110	582	-615	39,0
7.	M*V+D	110	655	-542	31,4
8.	M*V+I	110	653	-544	31,5
9.	M*V+NL	110	654	-542	31,4
10.	M*V+DK	110	404	-793	57,7
11.	M*V+B	110	677	-520	29,1
12.	M*V+IRL	110	641	-556	32,8
13.	M*V+F+GB+DK	100	169	-919	82,2

O=Onafhankelijkheidsmodel. M=Beroep man. V=Beroepsdeelname vrouw. T=Tijd. L=Land.

de fit. De veronderstelling dat het verband verschilt tussen de tijdstippen wordt daarentegen niet door de data bevestigd. Als beste model kiezen we voorlopig voor model 3.

De conclusie dat het verband tussen de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen en de beroepsgroep van hun man verschilt tussen de landen, hoeft nog niet te betekenen dat de structuur van het verband in ieder van de acht landen anders is. Het is mogelijk dat slechts één of enkele landen afwijken. Daarom wordt in de modellen 5 t/m 12 per land afzonderlijk getoetst in hoeverre de structuur van het verband afwijkt van die structuur in de overige landen. Alleen voor Frankrijk, Groot-Brittannië en Denemarken blijkt dit tot een afname van de BIC in vergelijking met model 2 te leiden. We kiezen daarom voor een model dat alleen voor deze landen afwijkende parameters voor het verband toestaat (model 13).

Parameterschattingen

De vraag is nu waar het patroon in de samenhang tussen beroep echtgenoot en al dan niet werken van de echtgenote op neer komt. Deze vraag is te beantwoorden met de parameters in tabel 5. De parameters van de landen geven aan in hoeverre de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen bij de betreffende beroepsgroep van de man hoger of lager is dan het gemiddelde van het land.

Bij de vijf landen waarin het patroon hetzelfde is (OVERIG), zien we dat de echtgenotes van de beoefenaars van vrije beroepen, van kleine zelfstandigen en van employés meer dan gemiddeld deelnemen aan betaalde arbeid, terwijl de echtgenotes van arbeiders en boeren dat minder dan gemiddeld doen. Het grootste verschil zien we tussen de beoefenaars van de vrije beroepen en de arbeiders. In vergelijking met de vrouwen van arbeiders is de kansverhouding

Tabel 5. Parameterschattingen voor het verband tussen de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen en de beroepsgroep van hun echtgenoot op basis van model 13 uit tabel 4

Land	Beroepsgroep echtgenoot					
	Leid	Vr.b.	Emp	Zelf	Boer	Arb
FR	-0,172 (0,84)#	-0,036 (0,96)#	-0,000 (1,00)	-0,020 (0,98)#	0,363 (1,44)#	-0,136 (0,87)
GB	-0,049 (0,95)#	-0,047 (0,95)#	0,031 (1,03)	0,030 (1,03)	-0,035 (0,97)	0,071 (1,07)#
DK	0,073 (1,08)	0,050 (1,05)	0,307 (1,36)#	-0,013 (0,99)#	-0,528 (0,59)#	0,112 (1,12)#
OVERIG	-0,033 (0,97)	0,186 (1,20)*	0,051 (1,05)*	0,091 (1,10)*	-0,119 (0,89)*	-0,176 (0,84)*

* Significante ($P < 0,05$) afwijking van het gemiddelde. # significante ($P < 0,05$) afwijking van 'overige' landen.

voor het al of niet werken van vrouwen van vrije beroeps beoefenaars $1,20/0,84=1,43$ keer zo groot.

Wat de afwijkende landen betreft, valt bij Frankrijk de hoge arbeidsparticipatie van de vrouwen van boeren op. In Denemarken werken de vrouwen van boeren daarentegen juist extra weinig. Bovendien blijkt dat de vrouwen van leidinggevendenden in Frankrijk erg weinig werken en dat de vrouwen van employés in Denemarken relatief veel werken. Bij Groot-Brittannië valt vooral op dat daar de verschillen erg klein zijn. De hoogste arbeidsparticipatie zien we daar bij de vrouwen van arbeiders en de laagste bij de vrouwen van leidinggevendenden.

6. Conclusie

In dit artikel zijn vragen aan de orde gesteld over het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners en het verband tussen de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen en de beroepsgroep van hun echtgenoot. Ons onderzoek heeft daarmee alleen betrekking op gehuwden. Op vragen omtrent verschillen in beroepsgroep en beroepsdeelname tussen gehuwden en ongehuwden en tussen ongehuwde mannen en vrouwen onderling zijn we in het kader van dit artikel niet ingegaan. Deze vragen verdienen afzonderlijk aandacht.

Op basis van onze resultaten kunnen we concluderen dat de structuur van het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners in grote lijnen hetzelfde is in de acht onderzochte EG-landen en op de verschillende meettijdstippen. Deze structuur lijkt bovendien sterk op wat Hout (1982) vond voor het verband tussen de beroepsgroepen van tweeverdieners in de USA in 1978. Ze wordt gekenmerkt door een aanzienlijke oververtegenwoordiging van huwelijken waarin de man en de vrouw hetzelfde beroep hebben. De sterkte van deze 'tendens tot homogamie' verschilt echter per beroepsgroep. De boeren zijn in dit opzicht het meest gesloten en de arbeiders en leidinggevendenden het minst. Wat betreft de huwelijken tussen verschillende beroepsgroepen kan worden gezegd dat de kans op een huwelijkscombinatie kleiner wordt naarmate de beroepsgroepen van de huwelijkspartners meer verschillen.

Onze resultaten laten verder zien dat er in de periode 1975-1989 in de acht onderzochte landen sprake is van een afname van de homogamie. Dit duidt op een toenemende openheid van de sociale structuur van de betrokken landen. Het algemene karakter van deze ontwikkeling wordt onderstreept door de bevinding dat ook binnen de door ons onderscheiden geboortecohorten bij toenemende leeftijd van de gehuwden de homogamie afneemt. Het feit dat al in 1975 ieder later geboren cohort minder homogamie vertoont dan het daaraan vooraf-

gaande oudere cohort, duidt er bovendien op dat deze trend naar minder homogamie al geruime tijd voor 1975 begonnen is. De ontwikkeling in de richting van een meer open samenleving die eerder bij onderzoek naar intergenerationale beroepsmobiliteit en naar opleidingsheterogamie is aangetoond blijkt zich dus ook ten aanzien van de beroepsheterogamie te hebben voorgedaan.

De onderlinge verschillen tussen de acht EG-landen laten zich niet eenvoudig verwoorden. Deze verschillen hebben namelijk betrekking op twee zaken, die bovendien niet geheel onafhankelijk van elkaar zijn. Ze hebben betrekking op de mate waarin huwelijkspartners in dezelfde beroepsgroep werkzaam zijn (tendens tot homogamie) en op de mate waarin de kans op een huwelijkscombinatie afneemt bij toenemend verschil tussen de beroepscategorieën. De tendens tot homogamie is het sterkst in Nederland en op één na het sterkst in Frankrijk. Ze is het zwakst in Italië en op één na het zwakst in Groot-Brittannië. De afname van kans op een huwelijkscombinatie bij toenemend verschil tussen de beroepsgroepen is het sterkst in Italië en het zwakst in Nederland, terwijl Frankrijk en Groot-Brittannië in dit opzicht een middenpositie innemen. Omdat de tendens tot homogamie enige malen sterker is dan het verdere verband in de geanalyseerde tabellen, leiden deze bevindingen tot de slotsom dat van de acht onderzochte EG-landen Frankrijk en Nederland een meer gesloten patroon vertonen wat betreft de beroepen van huwelijkspartners, en Groot-Brittannië en Italië een meer open patroon. Deze slotsom nodigt uit tot een vergelijking met de resultaten van landenvergelijkend onderzoek naar onderwijsheterogamie. Ultee en Luijkx (1990) vonden in hun onderzoek dat van de in onderhavig artikel onderzochte EG-landen, Groot-Brittannië en Nederland bijzonder veel openheid te zien geven en Denemarken en Duitsland betrekkelijk weinig. Die bevinding verschaft weinig steun aan de veronderstelling dat openheid wat betreft de beroepen van huwelijkspartners samengaat met openheid wat betreft hun opleiding.

Over de mate waarin huwelijkspartners van elkaar afhankelijk zijn en elkaar beïnvloeden kunnen verschillende conclusies getrokken worden. In tegenstelling tot de door Hout (1982) geuite verwachting dat het verband tussen de beroepsgroepen van huwelijkspartners sterker zou worden bij toenemende huwelijksduur, blijkt bij ons onderzoek het omgekeerde het geval te zijn. Bij alle vijf geboortecohorten die we van 1975 tot 1989 gevolgd hebben neemt de tendens tot homogamie af. De invloed van het beroep van de partner bij de keuze van een baan is in de loop van deze periode dus kleiner geworden. Met betrekking tot de afhankelijkheden tussen gehuwden is verder het verband tussen de beroepsdeelname van gehuwde vrouwen en de beroepsgroep van hun man van belang. Een dergelijke samenhang is bij ons onderzoek gevonden. In de meeste landen blijken de vrouwen van zowel de laagste (arbeiders en boeren) als de

hoogste (leidinggevend) beroepscategorieën naar verhouding het minst betaalde arbeid te verrichten. Het feit dat dit verband in de loop van de periode 1975-1989 niet noemenswaardig verandert, duidt er op dat de toename van de arbeidsparticipatie van gehuwde vrouwen bij alle beroepscategorieën van de man in ongeveer gelijke mate is opgetreden. Deze ontwikkeling blijkt zich dus tot alle lagen van de bevolking uit te strekken.

De aanzienlijke mate van homogamie, waarvan in de onderzochte landen sprake is, heeft tot gevolg dat bij toenemende arbeidsparticipatie van de vrouw de ongelijkheid tussen huishoudens versterkt wordt. Het merendeel van die in-tredende vrouwen zal immers in dezelfde beroepsgroep als haar echtgenoot gaan werken waardoor steeds vaker dubbel hoog tegenover dubbel laag komt te staan. Daar komt bij dat in de meeste van de onderzochte landen de vrouwen van arbeiders een relatief lage beroepsdeelname hebben. Hierdoor zal ook steeds vaker dubbel hoog tegenover enkel laag komen te staan. De eveneens lage beroepsdeelname van de vrouwen van leidinggevendens biedt hierbij niet veel compensatie, omdat het aantal leidinggevendens veel kleiner is dan het aantal arbeiders. De afname van de tendens tot homogamie in de onderzoeksperiode werkt weliswaar in tegenovergestelde richting, maar deze ontwikkeling lijkt niet sterk genoeg om het tij te keren. Ondanks deze afname is de oververtegenwoordiging van de homogame huwelijken ook in de tweede helft van de tachtiger jaren immers nog zeer aanzienlijk.

Noten

1. De Eurobarometers zijn verzameld en voorbereid door Jacques-René Rabier, Helene Riffault en Ronald Inglehart en gedeponerd bij het Inter-University Consortium for Political and Social Research (ICPSR). Noch de verzamelaars van de data noch het Consortium dragen enige verantwoordelijkheid voor de hier gepresenteerde analyse.
2. Deze rangordening is gebaseerd op de beroepsprestigeladder van Treiman (1977) voor westerse industrielanden. Het is bovendien de volgorde waarbij het verband tussen de beroepsgroepen van de huwelijkspartners maximaal is.
3. Bij ons onderzoek worden respondenten die ongehuwd samenwonen als gehuwden beschouwd.
4. Om na te gaan of deze beperking van de analyse tot de respondenten die niet het hoofd van het huishouden zijn tot belangrijke vertekeningen van de resultaten kan leiden, is de beroepsverdeling van de mannen die tot de bij ons onderzoek gebruikte huishoudens behoren vergeleken met de beroepsverdeling van de mannelijke respondenten die niet bij ons onderzoek gebruikt zijn. De beroepsverdelingen bleken nauwelijks van elkaar te verschillen.
5. Het samenvoegen van de Eurobarometers tot een beperkt aantal tijdvakken is als volgt gebeurd: Voor de indeling in 3 tijdvakken: Periode 1, Eurobar. 4-13; Periode 2, 14-22; Periode 3, 23-31. En voor de indeling in 5 tijdvakken: Periode 1, Eurobar. 4-9; Periode 2, 10-15; Periode 3, 16-21; Periode 4, 22-26; Periode 5, 27-31.
6. Het betreft de volgende geboortejaren: cohort 1: 1930-1934, cohort 2: 1935-1939, cohort 3: 1940-1944, cohort 4: 1945-1949, cohort 5: 1950-1954.

- Bernham, L. (1973). 'Benefits of Women's Education within Marriage'. In: Schultz, Th. (red.) *'Economics of the Family, Marriage, Children and Human Capital'*, Univ. of Chicago Press, Chicago.
- Berent, J. (1954). 'Social Mobility and Marriage: a study of Trends in England and Wales', p. 321-338. In: *'Social Mobility in Britain'*, Edited by Glass D.V., London: Routledge.
- Blau, P.M. & O.D. Duncan (1967). *'The American Occupational Structure'*. Wiley, New York.
- Dirven, H.J., J. Lammers & W.C. Ultee (1990). 'Werkend en toch afhankelijk'. *Sociale Wetenschappen*, 33, p. 61-93.
- Ganzeboom, H.B.G., R. Luijkx & D.J. Treiman (1989). 'Intergenerational Class Mobility in Comparative Perspective'. *Research in Social Stratification and Mobility*, 8, p. 3-84.
- Goodman, L.A. (1972). 'A general model for the analysis of surveys'. *American Journal of Sociology*, 77, p. 1035-1086.
- Goodman, L.A. (1979). 'Multiplicative Models for the analysis of Occupational Mobility tables and other kinds of Crossclassified tables'. *American Journal of Sociology*, 75, p. 1-40.
- Graaf, P.M. de & W.C. Ultee (1991). 'Labour Market Transitions of Husbands and Wives in The Netherlands between 1980 and 1986'. *The Netherlands Journal of Social Sciences*, 27, p. 43-59.
- Grusky, D.B. & R.M. Hauser (1984). 'Comparative Social Mobility Revisited: Models of Convergence and Divergence in 16 Countries'. *American Sociological Review*, 49, p. 19-38.
- Hout, M. (1982). 'The Association between Husbands' and Wives' occupations in Two-Earner Families'. *American Journal of Sociology*, 88, p. 397-409.
- Hout, M. (1983). *'Mobility Tables'*. Sage, Beverly Hills, California.
- Kerckhoff, A.C. (1978). 'Marriage and Occupational Attainment in Great Britain and the United States'. *Journal of Marriage and the Family*, 40, p. 595-599.
- Philliber, W.W. & D. Vannoy-Hiller (1990). 'The effect of Husband's Occupational Attainment on Wife's Achievement'. *Journal of Marriage and the Family*, 52, p. 323-329.
- Raftery, A.E. (1986a). 'Choosing Models for Cross-Classifications'. *American Sociological Review*, 51, p. 145-146.
- Raftery, A.E. (1986b). 'A note on Bayes Factors for Log-Linear Contingency Table Models with vague prior information'. *Journal of the Royal Statistical Society*, series B, 48, p. 249-250.
- Rockwell, R.R. (1976). 'Historical Trends and Variations in Educational Heterogamy'. *Journal of Marriage and the Family*, 38, p. 83-95.
- Sorensen, A. & S. McLanahan (1987). 'Married women's economic dependency, 1940-1980'. *American Journal of Sociology*, 93, p. 659-687.
- Treiman, D.J. (1977). *'Occupational prestige in comparative perspective'*. Academic Press, New York.
- Ultee, W., J. Dessens & W. Jansen (1988). 'Why does unemployment come in couples?' *European Sociological Review*, 4, p. 111-122.
- Ultee, W.C. & R. Luijkx (1990). 'Educational Heterogamy and Father-to-Son Occupational Mobility in 23 Industrial Nations'. *European Sociological Review*, 6, p. 125-149.
- Wong, R.S.K. (1990). 'Understanding Cross-National Variation in Occupational Mobility'. *American Sociological Review*, 55, p. 560-573.