

## PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/140700>

Please be advised that this information was generated on 2022-08-22 and may be subject to change.

## WERKEND EN TOCH ECONOMISCH AFHANKELIJK?<sup>1</sup>

Het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en dat van hun werkende echtgenoot in Australië, Canada, Hongarije, Nederland, Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland rond 1980

H.J. Dirven

J. Lammers

W.C. Ultee

### 1. Inleiding

De positie van vrouwen in het Nederlandse stratificatiestelsel heeft aanleiding gegeven tot vragen over de arbeidsmarktpositie van vrouwen in vergelijking met die van mannen. Aangezien de positie van personen in dit stelsel - zowel die van mannen als die van vrouwen - niet alleen afhangt van het gebeuren op de arbeidsmarkt, maar ook van dat op de 'huwelijksmarkt', komen in dit artikel vragen aan de orde over het uurloon van werkende gehuwde vrouwen in vergelijking met dat van hun werkende echtgenoot. Dit verband wordt beschreven voor zeven industrielanden, waaronder Nederland en twee oosteuropese.

Tevens worden hypothesen ter verklaring van de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners getoetst. Deze komen er op neer dat hoewel betaalde beroepsarbeid gehuwde vrouwen minder afhankelijk van hun echtgenoot maakt - een werkende gehuwde vrouw valt bij echtscheiding minder ver terug dan een gehuwde vrouw die geen betaalde arbeid verricht -, werkende gehuwde vrouwen toch op twee andere manieren afhankelijk van hun echtgenoot kunnen zijn. Wanneer twee vrouwen hetzelfde uurloon hebben, de eerste gehuwd is met een man die een hoger uurloon heeft dan zichzelf, en de tweede met een man die een nog hoger uurloon heeft, zijn beide vrouwen economisch afhankelijk, en is de tweede vrouw dat sterker dan de eerste. Wanneer het uurloon van een vrouw sterker afhangt van het onderwijs van haar echtgenoot dan het uurloon van een man van het onderwijs van diens vrouw, zijn werkende gehuwde vrouwen ook economisch afhankelijk.

### 2. Achtergrond en probleemstelling

Vragen over ongelijkheden werden in de sociologie vanaf het einde der jaren zestig tot het begin der jaren tachtig binnen een historisch-materialistisch kader beantwoord. De toen dominante neo-marxismen hielden staande dat alle ongelijkheden in een samenleving als de na-oorlogse Nederlandse tot één enkele fundamentele factor terug zijn te brengen. Dergelijke unidimensionele stratifica-

tiemodellen zijn tegenwoordig betrekkelijk algemeen verlaten (vgl. Parkin 1971 met Parkin 1979). Toonaangevend werd een zgn. neo-weberiaans multidimensioneel stratificatiemodel. Dat vat - naast meer traditionele kenmerken als onderwijs, arbeidsmarktpositie, beroepsprestige, aantal gewerkte uren en uurloon - ook kenmerken als ethniciteit en geslacht op als afzonderlijke dimensies van stratificatie (Ultee 1985).

Vragen over de positie van vrouwen in Nederland zijn binnen een multidimensioneel stratificatiemodel tot nu toe beantwoord door hun plaats op één of meer dimensies van stratificatie - anders dan geslacht - met die van mannen te vergelijken. De aldus gedane bevindingen gaven weinig steun aan de veronderstelling dat ook in Nederland vrouwen geleidelijk aan een positie zijn gaan innemen die minder ongunstig is dan die voor mannen. Natuurlijk, in Nederland nam het percentage gehuwde<sup>2</sup> vrouwen dat betaalde arbeid verricht gestaag toe, terwijl het percentage werkende gehuwde mannen licht afnam (Van der Wal & Oudijk 1985: 41-42). Maar in andere industrielanden steeg het percentage werkende gehuwde vrouwen ook, zodat de positie van vrouwen in het Nederlandse stratificatiestelsel in vergelijking met die van vrouwen elders uitzonderlijk laag bleef (Eurostat 1987: 87).

Vooraf wanneer vragen worden gesteld over de positie van vrouwen op meerdere dimensies van stratificatie tegelijk, blijkt de onhoudbaarheid van de veronderstelling dat in Nederland de positie van vrouwen meer en meer op die van mannen is gaan lijken. In 1960 had in Nederland zowel voor mannen als voor vrouwen meer onderwijs een hoger beroepsprestige als gevolg. Voor mannen is tussen 1960 en 1979 de opbrengst van onderwijs in termen van beroepsprestige gedaald. Voor vrouwen was deze daling tussen die tijdstippen echter nog sterker dan voor mannen (Luijkx, Van Doorne-Huiskes & Ultee 1986).

Tot welke belangwekkende nieuwe hypothesen dergelijke bevindingen over de samenhang tussen de positie van vrouwen op twee dimensies van stratificatie in vergelijking met die voor mannen ook mogen leiden, de vraag in hoeverre voor vrouwen deze samenhang afwijkt van die voor mannen, kan als oppervlakkig worden beoordeeld. Wanneer - zoals tot nu toe binnen een multidimensioneel stratificatiemodel gebeurde - vrouwen in het algemeen met mannen in het algemeen worden vergeleken, zijn afzonderlijke individuen als onderzoekseenheid genomen. Zonder terug te keren naar de ook binnen de neo-marxismen gemaakte veronderstelling dat niet het individu maar het gezin de fundamentele eenheid in onderzoek naar stratificatie is en de positie van vrouwen in de klassenstructuur van een samenleving aan die van hun echtgenoot is af te lezen (Parkin 1971: 14), lijken vragen over de positie van gehuwde vrouwen in vergelijking met die van hun

wederhelft wel zo pertinent. In dit artikel worden vragen aan de orde gesteld over de positie van gehuwde vrouwen in vergelijking met die van hun echtgenoot.

Ongelijkheidsvragen zijn berucht om hun vaagheid: om ongelijkheden tussen wie en wie gaat het? Door telkens nauwkeurig aan te geven tussen wie en wie ze worden vastgesteld, zijn de moeilijkheden echter nog niet de wereld uit. De keuze voor een bepaalde vergelijking kan meer of minder leerzaam zijn. Naast de tot nu toe binnen een multidimensioneel stratificatiemodel bestudeerde verschillen tussen vrouwen en mannen in het algemeen, kan men ook een vergelijking trekken tussen gehuwde vrouwen en hun echtgenoot. In het laatste geval betreft de vergelijking de voor een persoon in de dagelijkse leefwereld meest relevante andere. Die tot nu toe binnen een multidimensioneel stratificatiemodel minder vaak gemaakte vergelijking lijkt dan ook niet van belang ontbloom.

Antwoorden op vragen over verschillen tussen gehuwde vrouwen en hun eigen man zijn trouwens niet gelijklopend met die op vragen over verschillen tussen mannen en vrouwen in het algemeen. 'Soort bij soort' gaat niet in ieder geval op. Mannen met een bepaald onderwijs bijvoorbeeld hebben soms een vrouw met minder onderwijs: er bestaat *onderwijsheterogamie*. Aldus is het mogelijk dat de verschillen tussen de positie van mannen en vrouwen op één dimensie van stratificatie kleiner worden (evenals die tussen gehuwde mannen in het algemeen en gehuwde vrouwen in het algemeen), en dat het percentage mannen toeneemt dat een hogere positie dan hun echtgenote op deze dimensie heeft. Die mogelijkheid heeft zich ook voorgedaan: voor Nederland is met gegevens uit 1959, 1971, 1977 en 1985 aangetoond dat a) de onderwijsverdeling voor gehuwde vrouwen meer op die voor gehuwde mannen is gaan lijken, en wel in die zin dat de achterstand van vrouwen kleiner werd, b) het percentage gehuwde mannen met meer onderwijs dan hun vrouw is gegroeid, c) onafhankelijk van veranderingen in de onderwijsverdelingen de mate toenam waarin mensen buiten hun eigen onderwijsniveau een partner hebben, en d) het percentage vrouwen met meer onderwijs dan hun man is toegenomen (Sixma & Ultee 1983, Ultee, Dessens & Jansen 1990). In dit artikel worden opnieuw vragen beantwoord over het onderwijs van gehuwde vrouwen in vergelijking met dat van hun echtgenoot.

Centraal in dit artikel staan echter vragen over het inkomen van gehuwde vrouwen in vergelijking met dat van hun echtgenoot. Sørensen & McLanahan (1987) betoogden dat de positie van vrouwen niet alleen afhangt van het gebeuren op de arbeidsmarkt, maar ook van dat op de huwelijksmarkt. Uitsluiting hierover geven vergelijkingen tussen gehuwde vrouwen en hun eigen echtgenoot. Wanneer het jaarinkomen van gehuwde vrouwen onder dat van hun man ligt, is dat volgens Sørensen & McLanahan een aanwijzing voor hun economische afhankelijkheid. Met gegevens voor de Verenigde Staten in 1940, 1950, 1960, 1970 en 1980 toonden zij

aan dat die afhankelijkheid was afgenomen. Vooral het percentage gehuwde vrouwen dat economisch geheel afhankelijk van hun echtgenoot was, bleek te zijn gedaald. In aansluiting op Sørensen & McLanahan wordt in dit artikel de verhouding vastgesteld tussen het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en dat van hun werkende echtgenoot in Nederland rond 1980, het laatste jaar waarop de gegevens van Sørensen & McLanahan betrekking hadden. Tevens wordt deze verhouding vergeleken met die in enkele andere industrielanden rond dit tijdstip. Tot deze landen behoort de Verenigde Staten.

De vraagstelling van dit artikel blijft dus beperkt tot het uurloon van werkende gehuwde vrouwen in vergelijking met dat van hun werkende echtgenoot. Hiermee is in feite de vraag van Sørensen & McLanahan naar de mate waarin gehuwde vrouwen economische afhankelijk van hun man zijn in drie deelvragen uiteengelegd, en wordt slechts één van deze deelvragen behandeld. De afhankelijkheid van gehuwde vrouwen op grond van het feit dat ze geen betaalde beroepsarbeid verrichten blijft buiten beschouwing, evenals die welke terug is te voeren op een kleiner aantal gewerkte uren. De te stellen vragen betreffen de uurinkomens, of liever de uurlonen<sup>3</sup>, van tweeverdieners. Voor deze deelvraag is gekozen omdat haar beantwoording - gezien het stijgende percentage werkende gehuwde vrouwen en de verwachting dat het aantal door hen gewerkte uren zal toenemen - de beste aanwijzing kunnen verschaffen over de positie op lange termijn van vrouwen in het Nederlandse stratificatiestelsel.

In dit artikel wordt niet alleen beschreven hoe zich in een aantal industrielanden het uurloon van een werkende gehuwde vrouw tot dat van haar werkende echtgenoot verhoudt. Daarnaast wordt de gelijkens tussen het uurloon van tweeverdieners verklaard. Eén vraag is in hoeverre dit verschijnsel kan worden herleid tot onderwijsheterogamie. Deze vraag betreft, net als eerdere vragen binnen een multi-dimensioneel stratificatiemodel, twee dimensies naast die van geslacht: uurloon en onderwijs. De eenheden waarop ze betrekking heeft, zijn in dit geval echter niet afzonderlijke individuen, maar juist echtparen.

Ook deze verklaringsvraag wordt beantwoord met gegevens voor Nederland en andere industrielanden rond 1980. Daartoe behoren naast westerse, oosteuropese industrielanden: Australië, Canada, de Verenigde Staten en West-Duitsland, maar ook Hongarije en Tsjechoslowakije. Aldus wordt nagegaan in hoeverre Nederland, behalve wat betreft het percentage werkende gehuwde vrouwen, uitzonderlijk is met betrekking tot een andere vorm van economische afhankelijkheid van gehuwde vrouwen. In dit artikel gaat het er overigens niet om verschillen tussen landen te verklaren; het doel is voor elk land afzonderlijk enige verklaringen te toetsen en mogelijke verschillen tussen landen op te sporen. De volgende paragraaf bevat een nadere omschrijving van de in dit artikel te beantwoorden onderzoeksvragen en de te toetsen hypothesen.

In navolging van Sørensen & McLanahan wordt in dit artikel het feit dat een vrouw minder dan haar echtgenoot verdient, als een vorm van economische afhankelijkheid van de vrouw geduid. Op de achtergrond staat hierbij de veronderstelling dat echtscheiding voor deze vrouw in de regel een grotere teruggang betekent dan voor een vrouw die meer dan haar echtgenoot verdient. Sørensen & McLanahan benadrukken dat dit slechts één aanwijzing is voor de economische afhankelijkheid van vrouwen. Zo wijzen ze er op dat mannen die minder dan hun vrouw verdienen met het geld van hun vrouw goede sier kunnen maken. De veronderstelling dat naarmate het inkomen van een gehuwde vrouw meer dat van haar man overtreft, de vrouw meer over de besteding van haar inkomen heeft te zeggen, is echter in zijn algemeenheid aannemelijk. In dit artikel komt deze kwestie, die nader onderzoek waard is, vanwege databeperkingen niet aan de orde.

Het belang van het betoog van Sørensen & McLanahan over economische afhankelijkheden is hierin gelegen dat het duidelijk maakt dat, zelfs als er binnen echtparen "eerlijk wordt gedeeld", er nog altijd economische afhankelijkheden mogelijk zijn. Deze kunnen er zelfs zijn wanneer het aantal door gehuwde vrouwen gewerkte uren overeenkomt met dat van hun man, wanneer vrouwen met een bepaalde opleiding een even hoog inkomen hebben als mannen met die opleiding, en wanneer de onderwijsverdeling voor mannen niet afwijkt van die voor vrouwen. Wanneer uurinkomen met opleiding toeneemt en gehuwde mannen gemiddeld meer opleiding hebben dan hun vrouw (en dus vrouwen met een hoge opleiding met een geringere waarschijnlijkheid gehuwd zijn dan vrouwen met een lagere opleiding), dan zijn vrouwen reeds in de zin van Sørensen & McLanahan economisch afhankelijk. Ze zijn dat ook wanneer uurinkomen met leeftijd toeneemt, en gehuwde vrouwen gemiddeld jonger zijn dan hun man.

### 3. Onderzoeksvragen en hypothesen

Dit artikel behelst vier onderzoeksvragen. Twee zijn beschrijvend van aard en twee verklarend. De eerste vraag is beschrijvend en verbreedt het spectrum aan vragen over de openheid van stratificatiestelsels (Ultee 1989). Die openheid is niet alleen af te meten aan de beroepsmobiliteit van vader op zoon (Heath 1981), maar ook aan de heterogamie in een samenleving. Tot nu toe is daarbij gelet op de beroeps- (Hout 1983) en de onderwijsheterogamie (Sixma & Ultee 1983). Zoals Sørensen & McLanahan onlangs duidelijk maakten, zijn ook vragen over inkomensheterogamie mogelijk. Aldus luidt de eerste vraag:

1. Wat is in Australië, Canada, Hongarije, Nederland, Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland rond 1980 de samenhang tussen het uurloon van een werkende gehuwde vrouw en dat van haar werkende echtgenoot?

Wanneer er in een samenleving werkende gehuwde vrouwen blijken te zijn die per uur minder dan hun man verdienen, gaat voor deze vrouwen - zelfs wanneer werkende gehuwde vrouwen in het algemeen een even hoog uurloon zouden hebben als werkende gehuwde mannen - betaalde beroepsarbeid met economische afhankelijkheid gepaard.

De tweede vraag van dit artikel is ook beschrijvend en bouwt voort op de voor alle in Nederland bestaande huwelijken reeds beantwoorde vraag hoeveel onderwijs-heterogamie zich voordoet. Ze is als volgt verwoord:

2. Hoe is in die landen in die tijd de samenhang tussen het onderwijs van werkende gehuwde vrouwen en hun werkende echtgenoot, en verschilt dit verband van dat voor niet-tweeverdieners?

Hoe meer onderwijsheterogamie wordt gevonden, hoe meer huwelijken er zijn waarin onderwijs ongelijk is verdeeld en iemands partner niet iemands *wederhelft* is.

De derde vraag is een verklaringsvraag. Het vertrekpunt voor deze vraag wordt gevormd door de antwoorden op de twee beschrijvingsvragen. Deze vraag is als volgt omschreven:

3. Hoeveel van de samenhang in de desbetreffende landen tussen de uurlonen van tweeverdieners kan worden verklaard uit de samenhang tussen hun onderwijs en het effect van onderwijs op uurloon voor iedere partner afzonderlijk?

Eén antwoord op deze vraag verschaft de zgn. bijprodukthypothese. Volgens haar is de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners niets anders dan een *bijprodukt* van reeds bekende verbanden. Immers, volgens het te verwachten antwoord op de tweede vraag is, wanneer het onderwijs van een gehuwde vrouw hoger is, het onderwijs van haar echtgenoot ook hoger. Daarnaast is algemeen bekend dat zowel voor mannen als voor vrouwen meer onderwijs tot een hoger uurloon leidt. Alleen al op grond van deze verbanden kan een samenhang tussen het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en hun werkende echtgenoot worden verwacht. De kwestie is in hoeverre de met de bijprodukthypothese voorspelde samenhang lager is dan het gevonden verband.

Wanneer de bijprodukthypothese het verband tussen de uurlonen van tweeverdieners geheel kan verklaren, is de economische afhankelijkheid van werkende gehuwde vrouwen niet zo groot als ze op het eerste gezicht lijkt. Dit moet echter niet worden benadrukt. De bijproduktverklaring veronderstelt immers een andere afhankelijkheid: die van vrouwen met een bepaald onderwijs van hun echtgenoot met meer onderwijs.

Recent onderzoek (Ultee, Dessens & Jansen 1988) heeft overigens uitgewezen dat de samenhang tussen de arbeidsmarktpositie (werkend, werkloos, buiten de arbeidsmarkt) van huwelijkspartners in Canada, Nederland en de Verenigde Staten in de jaren tachtig slechts ten dele als een bijproduct kan worden verklaard. Stel dat een overeenkomstige bevinding wordt gedaan voor het verband tussen het uurloon van tweeverdieners. Hoe de overgebleven samenhang te verklaren? Eén aanvullende hypothese houdt in dat iemands onderwijs niet alleen van invloed is op iemands eigen uurloon, maar ook op dat van iemands huwelijkspartner. De vraag rijst hoe groot deze *kruiseffecten* zijn:

4. Is rond 1980 in de genoemde landen iemands uurloon - ongeacht haar of zijn eigen onderwijs - hoger naarmate haar of zijn partner meer onderwijs heeft, en hoeveel kan aldus van de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners worden verklaard?

Wanneer kruiseffecten worden gevonden, maakt betaalde beroepsarbeid een gehuwde vrouw wel in bepaalde zin minder afhankelijk - een gehuwde vrouw die geen betaalde beroepsarbeid verricht gaat er bij echtscheiding meer op achteruit dan een werkende gehuwde vrouw -, maar ontstaat tevens in andere zin een nieuwe afhankelijkheid: door hun echtgenoot verdienen bepaalde werkende gehuwde vrouwen meer.

Hoewel de hypothese dat zich kruiseffecten van onderwijs op uurloon voordoen, misschien minder voor de hand ligt, is ze bij nadere beschouwing toch de moeite van het toetsen waard. Vooral door economen is onderwijs als beroepskennis - als menselijk kapitaal (Becker 1964) - opgevat, en aangezien de arbeid van iemand met meer beroepskennis produktiever is en loon van arbeidsproduktiviteit afhangt, heeft iemand met meer onderwijs ook een hoger uurloon. Inderdaad is het moeilijk met deze hypothese kruiseffecten van onderwijs op uurloon te voorspellen.

Sociologen wezen er echter op dat onderwijs behalve beroepskennis algemene vaardigheden omvat en dat die niet alleen de persoon ten goede komt die ze bezit, maar ook de relevante anderen van deze persoon, de mensen die tot iemands persoonlijk netwerk behoren (Bourdieu, Boltanski & De Saint Martin 1973, Granovetter 1974). In deze redeneergang is een huwelijkspartner met meer onderwijs voor een persoon een vorm van sociaal kapitaal, een hulpbron die voor deze persoon tot een hoger uurloon leidt. Een partner met meer onderwijs is meer behulpzaam bij het zoeken naar een betere baan, draagt sterker bij aan een sprekende sollicitatiebrief, geeft meer nuttige adviezen in kwesties die op het werk spelen, verschaft betere argumenten voor een verzoek om een hoger salaris, en wat dies meer zij. Aannemend dat mannen met een bepaald onderwijs in de hedendaagse



industrielanden nog altijd over meer van dergelijke vaardigheden beschikken dan vrouwen met dat onderwijs, kan bovendien worden voorspeld dat het effect van het onderwijs van de echtgenoot op het uurloon van diens echtgenote groter is dan het effect van het onderwijs van de echtgenote op het uurloon van haar echtgenoot.

#### 4. Data

Ter beantwoording van bovenstaande onderzoeksvragen zijn data voor zeven industrielanden gebruikt. Voor vijf landen zijn de data afkomstig uit de zgn. Luxembourg Income Study (Smeeding, Schmauss & Allegrazza 1985, Smeeding, 1989). Deze data zijn niet verzameld door de Luxembourg Income Study zelf, maar zijn bekende representatieve onderzoeken uitgevoerd door nationale statistische bureaus.<sup>4</sup> Het betreft de volgende landen en surveys:

- |                   |  |
|-------------------|--|
| Australië:        | The Income and Housing Survey, 1981-1982, ongewogen steekproefomvang: N = 17021    |
| Canada:           | The Survey of Consumer Finances, 1981, ongewogen steekproefomvang: N = 15136       |
| Nederland:        | The Survey of Income and Program Users, 1983, ongewogen steekproefomvang: N = 4833 |
| Verenigde Staten: | The March Current Population Survey, 1979, ongewogen steekproefomvang: N = 15928   |
| West-Duitsland:   | The German Panel Survey: Wave 2, 1984, ongewogen steekproefomvang: N = 5174        |

Tevens zijn een Hongaarse en een Tsjechoslowaakse dataset benut. De Hongaarse data waren afkomstig uit het survey: 'A Model of Stratification Survey Hungary 1982', van Tamas Kolosi van de Hungarian Informatics Society TARKI te Budapest, Gebruikt werd het door Péter Róbert vervaardigde 'married-couples extract'. Deze dataset bevat gegevens over 5463 echtparen. De Tsjechoslowaakse dataset is een 1 op 3 steekproef uit een steekproef van 18829 personen getrokken in 1984 in voor het onderzoek 'Social and Class Structure of Czechoslovakia' (TSS-84) gehouden door het Filosofisch en Sociologisch Instituut van de Tsjechoslowaakse Academie voor Wetenschappen en het Centraal Bureau voor de Statistiek te Praag. De aantallen uit de Luxembourg Income Study zijn naar bepaalde verdelingen in de populatie herwogen, die uit de oosteuropese studies niet.

**Tabel 1**

Percentages gehuwde individuen en percentages tweeverdieners onder echtparen in Australië (AUS), Canada (CAN), Hongarije (HUN), Nederland (NLD), Tsjechoslowakije (CSK), de Verenigde Staten (USA) en West-Duitsland (BRD).

Land	Percentage gehuwde individuen	Percentage tweeverdieners onder echtparen
AUS	60.2	39.1
BRD	58.9	35.5
CAN	62.1	49.0
CSK	66.6	64.0
HUN	69.7	47.6
NLD	70.6	23.5
USA	54.9	53.5

De hierboven genoemde aantallen eenheden in de datasets hebben betrekking op individuen. Van deze personen zijn niet alleen kenmerken bekend als geslacht, onderwijs, aantal gewerkte uren en arbeidsinkomen, maar is ook bekend of de persoon gehuwd is, en - indien dat het geval is - wat het onderwijs, aantal gewerkte uren en het arbeidsinkomen van hun partner is. Uit die gegevens zijn eerst echtparen geconstrueerd, en uit deze paren zijn vervolgens die echtparen geselecteerd, waarvan beide partners betaald werk hadden. Ze worden aangeduid als tweeverdieners. Tabel 1 bericht over de percentages die na deze voorbereidingen overbleven. Ze bevat het percentage gehuwden onder alle respondenten en het percentage tweeverdieners onder echtparen. Omdat bovengenoemde dataset voor Hongarije alleen echtparen bevatte, is het percentage gehuwde individuen voor Hongarije aan een andere dataset ontleend. Die dataset werd ook bij TARKI verkregen en betrof het jaar 1986. Gezien het eerder vermelde, is het niet verbazingwekkend dat in Tabel 1 het percentage tweeverdieners voor Nederland het laagst is.

In dit artikel zullen de samenhangen tussen een viertal variabelen uit deze datasets worden geanalyseerd. Deze variabelen zijn: het bruto uurloon van de man, het bruto uurloon van de vrouw, de opleiding van de man, en de opleiding van de vrouw. De uurloren zijn uitgedrukt in de munteenheid van het desbetreffende land. Exacte (bruto) uurloren waren bekend voor de vijf landen uit de Luxembourg Income Study. Voor Tsjechoslowakije is bij de analyses van de inkomens een benadering van de uurloren gemaakt door alleen die tweeverdieners te selecteren, waarvan beide partners een volledige baan hadden. Overigens bleken deeltijdbanen in Tsjechoslowakije slechts in geringe mate voor te komen. Iets dergelijks is voor Hongarije gedaan. In dit geval waren alleen de maandlonen bekend. Die zijn toch gebruikt omdat ook in dit land deeltijdwerk nauwelijks voor lijkt te komen. De gegevens over maandinkomens betreffen de bedragen die de werkgever opgeeft. Om van deze maand- tot uurinkomens te komen, is door 160

gedeeld. Het behaalde onderwijs is voor Australië, Canada en Nederland uitgedrukt als een combinatie van aantal jaren en niveau. Voor de Verenigde Staten is onderwijs als aantal jaren gemeten en voor Hongarije, Tsjechoslowakije en West-Duitsland als een aantal niveaus.<sup>5</sup>

## **5. Uurlonen van tweeverdieners vergeleken**

Ter beantwoording van de eerste onderzoeksvraag wordt de mate waarin de uurlonen van tweeverdieners op elkaar lijken op twee wijzen vastgesteld. Eerst wordt met percentages en gemiddelden een eenvoudige beschrijving gegeven. Vervolgens worden loglineaire modellen toegepast.

### **5.1. Percentages heterogamie wat betreft uurloon**

Tabel 2 geeft voor de zeven landen de verdeling van tweeverdieners naar de mate waarin het uurloon van de vrouw dat van haar echtgenoot overtreft. Tevens bevat deze tabel per land de gemiddelde verhouding tussen het uurloon van de man en dat van diens echtgenote.

De percentages in tabel 2 laten ten eerste zien dat in alle landen tweeverdieners met bijzonder ongelijke uurloonverhoudingen minder voorkomen dan tweeverdieners met minder ongelijke uurloonverhoudingen. In geval mannen een hoger uurloon dan hun echtgenote hebben, worden de hoogste percentages aangetroffen bij categorie mannen die 1 tot 2 maal het uurloon van hun vrouw hebben. Wanneer vrouwen een hoger uurloon hebben dan hun man, zijn dat vooral de vrouwen die 1 tot 2 maal zo veel als hun man verdienen. De uurloonheterogamie is beperkt.

Tabel 2 geeft daarnaast aan dat in alle landen het percentage werkende gehuwde vrouwen dat meer verdient dan hun werkende echtgenoot, beduidend kleiner is dan het percentage werkende gehuwde mannen dat meer verdient dan hun werkende vrouw. Er zijn echter verschillen tussen de landen. Het percentage tweeverdieners waarin de vrouw per uur meer verdient dan haar man is in West-Duitsland het hoogst (22.8), en in Tsjechoslowakije het laagst (10.9). Dit percentage is in Nederland het één na hoogst (22.3) en in Hongarije het één na laagst (11.2).

Tabel 2 laat tevens zien dat Nederland de laagste gemiddelde verhouding heeft tussen het uurloon van de werkende man en dat van zijn werkende vrouw: getrouwde mannen verdienen per uur gemiddeld 1.50 keer zoveel als hun vrouw. In Hongarije is deze verhouding het één na laagst (1.64), in de Verenigde Staten het één na hoogst (2.44) en in Canada het hoogst (2.98).

Deze bevindingen leiden tot een algemene en een specifieke conclusie. Eerder onderzoek naar inkomensverschillen tussen mannen en vrouwen in het algemeen heeft uitgewezen dat in de meeste industrielanden het uurloon van mannen in de industrie rond 1980 een 50 % hoger lag dan dat van vrouwen (Chatab, Van Doorne-Huiskes & Ultee 1987: 285-286). De gemiddelden in Tabel 2 laten iets dergelijks zien: in alle onderzochte landen bleek een werkende gehuwde vrouw gemiddeld een lager uurinkomen dan haar werkende echtgenoot te hebben. De gevonden verschillen zijn echter groter dan verwacht op grond van verhoudingen tussen uurlonen van mannen en vrouwen die in de industrie werkzaam zijn.

De specifieke conclusie is dat, zo Nederland volgens deze bevindingen een uitzonderlijk land is, in het Nederlandse de economische afhankelijkheid van gehuwde werkende vrouwen van hun werkende echtgenoot geringer is dan in andere lan-

**Tabel 2**

Percentages tweeverdieners waarin de man 5 keer of meer verdient dan zijn vrouw, 4 tot 5 keer zoveel, 3 tot 4, 2 tot 3, en 1 tot 2 keer zo veel, en de vrouw 1 tot 2 meer dan haar man, 2 tot 3, 3 tot 4, 4 tot 5, en meer dan 5 keer zoveel; en het gemiddelde van de verhouding tussen het uurloon van een werkende gehuwde man en dat van diens werkende vrouw; voor Australië, Canada, Hongarije, Nederland, Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland.

Land	AUS	CAN	CSK	HUN	NLD	BRD	USA
<b>Man &gt; Vrouw</b>							
≥ 5 keer	6.3	8.9	1.8	.6	1.6	2.6	6.0
4-5	1.8	4.7	1.0	.8	1.3	2.0	4.2
3-4	4.3	7.7	2.8	2.7	2.5	5.1	8.2
2-3	13.3	18.3	17.5	16.6	10.0	12.9	21.1
1-2	53.3	39.6	65.9	68.1	62.3	54.6	42.1
<b>Totaal</b>	<b>79.0</b>	<b>79.2</b>	<b>89.0</b>	<b>88.8</b>	<b>77.7</b>	<b>77.2</b>	<b>81.6</b>
<b>Vrouw ≥ Man</b>							
≥ 1-2	17.0	15.7	10.4	10.9	19.7	18.5	14.4
2-3	1.9	2.7	.3	.3	1.5	2.2	1.8
3-4	.7	1.0	.1	.0	.4	.8	.7
4-5	.6	.6	.1	.0	.0	.9	.4
≥ 5 keer	.7	.8	.0	.0	.7	.4	1.2
<b>Totaal</b>	<b>20.9</b>	<b>20.8</b>	<b>10.9</b>	<b>11.2</b>	<b>22.3</b>	<b>22.8</b>	<b>18.5</b>
<b>Gemiddelde</b>	<b>2.22</b>	<b>2.98</b>	<b>1.85</b>	<b>1.64</b>	<b>1.50</b>	<b>1.71</b>	<b>2.44</b>

den. Uit reeds aangehaald landenvergelijkend onderzoek bleek daarentegen dat Nederland wat het percentage niet-werkende gehuwde vrouwen betreft uitzonderlijk is, omdat gehuwde vrouwen in dit opzicht in het Nederlandse stratificatiesysteem een bijzonder lage positie innemen.

## 5.2. Relatieve heterogamie wat betreft uurloon

In studies over onderwijs- en beroepsheterogamie (Sixma & Ultee 1983, Hout 1983) is er op gewezen dat het *percentage* echtparen waarvan de vrouw minder onderwijs of een lager beroep dan haar echtgenoot heeft, geen goede aanwijzing verschaft voor de mate van openheid van het stratificatiestelsel van een samenleving. Wanneer vrouwen in het algemeen minder onderwijs (of een lager beroep) hebben dan mannen en burgerlijke staat onafhankelijk van onderwijs is, dan alleen al zullen gehuwde vrouwen over het geheel genomen minder onderwijs dan hun echtgenoot hebben. Indien het er om gaat gevolgen van de huwelijksmarkt op te sporen, is het gewenst van dit laatste af te zien. Wanneer men dat doet, wordt de zgn. relatieve<sup>6</sup> onderwijsheterogamie vastgesteld.

Het uitgangspunt van deze paragraaf is dat percentages ook geen goede aanwijzing verschaffen voor economische afhankelijkheid. Sørensen & McLanahan (1987) hielden geen rekening met de gevolgen van afwijkingen tussen de verdeling van jaarinkomens voor gehuwde vrouwen en die voor gehuwde mannen. Toch is dit gewenst. De percentages vrouwen die meer of minder dan hun man verdienen, hangen niet alleen af van de mate waarin wat inkomen betreft soort met soort is getrouwd, maar ook van de mate waarin de inkomensverdeling voor gehuwde vrouwen verschilt van die voor gehuwde mannen. De keuze voor vragen over ongelijkheden tussen gehuwde vrouwen en hun echtgenoot in plaats van vragen over verschillen tussen mannen en vrouwen in het algemeen, is echter ingegeven door de overweging dat de positie van vrouwen in het stratificatiestelsel van een samenleving niet alleen van het gebeuren op de arbeidsmarkt, maar ook van dat op de huwelijksmarkt afhangt. Percentages verschaffen geen zuivere aanwijzing voor het laatste. Het gaat er om een zodanige analyse uit te voeren dat de gevolgen van uiteenlopende randverdelingen worden uitgeschakeld en de relatieve inkomensheterogamie wordt vastgesteld. Eén zo'n techniek hiervoor is loglineaire modellering. Ze wordt nu toegepast op de gegevens voor de landen van dit artikel.

Om deze techniek toe te passen zijn tabellen wat betreft heterogamie naar uurloon vervaardigd. In deze tabellen geven de rijen de quintielen van de verdeling voor mannen weer en de kolommen de quintielen van die voor vrouwen. Voor vergelijkingsdoeleinden is het totale aantal tweeverdieners in een tabel op 1000 gesteld.<sup>7</sup> Tabel 3 geeft de uurloonheterogamietabellen voor Australië, Canada, Hongarije, Nederland, Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland.

Tabel 3

Inkomensheterogamietabellen (in quintielen, lopend van het eerste, laagste, tot en met het vijfde, hoogste, quintiel) gebaseerd op de uurlonen van tweeverdieners in Australië, Canada, Hongarije, Nederland, Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland. De rijen geven de quintielen voor mannen, de kolommen geven de quintielen voor vrouwen.

AUS	54	60	46	28	27	BRD	49	67	41	21	22
	35	53	48	38	22		43	52	55	36	15
	35	48	40	38	36		42	23	42	45	48
	41	39	31	42	41		40	37	31	53	42
	41	31	29	36	62		26	22	31	48	71
CAN	49	46	39	32	36	CSK	53	47	44	38	29
	39	41	47	41	32		53	45	38	31	25
	41	38	39	43	41		39	42	45	41	36
	35	36	38	45	42		29	39	41	45	43
	37	40	36	39	48		25	30	32	44	69
HUN	63	54	45	31	19	NLD	74	53	31	31	16
	49	46	38	38	22		37	51	59	25	25
	43	39	46	40	31		26	48	47	54	25
	30	39	39	47	43		35	26	35	53	51
	23	20	29	43	83		27	23	28	39	82
USA	61	52	41	26	21						
	42	41	48	42	28						
	43	39	43	43	42						
	33	29	41	40	45						
	33	30	37	37	62						

Optelling van de frequenties in de rijen en de kolommen van de afzonderlijke tabellen in Tabel 3 leert dat het niet altijd is gelukt zuivere quintielen te maken. Omdat mensen bij de beantwoording van surveyvragen over inkomsten ronde getallen plegen op te geven, kunnen grenzen niet altijd bij precies 20, 40, 60 en 80 % van de respondenten worden getrokken. Dit is jammer, maar niet bezwaarlijk; loglineaire analyse is geschikt om de gevolgen van verschillen tussen randverdelingen uit te schakelen.

Wanneer deze tabellen met het blote oog worden gezien, blijkt dat in de onderzochte landen het patroon van de frequenties over het geheel zadelvormig is. Naarmate de partners sterker verschillen in quintielpositie komen huwelijken tussen deze partners minder vaak voor. Tevens komen huwelijken binnen de bovenste quintielen beduidend vaker voor dan huwelijken binnen de andere quintielen. De relatieve heterogamie in de tabellen kan eenvoudiger worden beschreven met behulp van loglineaire modellen. De modellen waarover in Tabel 4 wordt bericht, komen voor in het overzicht van loglineaire modellen voor de analyse van vier-

kante tabellen in Dessens en Jansen (1987). De analyses zijn verricht met GLIM (Baker & Nelder 1978).

Model 1 in Tabel 4 is het onafhankelijkheidsmodel; in dit model wordt aangenomen dat in de afzonderlijke landen de uurlonen van partners niet met elkaar samenhangen. Model 2, 3, 4 en 5 zijn afstandsmodellen; ze belichamen de hypothese dat de kans op een huwelijk afneemt naarmate de uurlonen van partners meer verschillen. Model 2 en 3 veronderstellen dat deze afname kwadratisch is; volgens 4 en 5 is die afname lineair. Model 2 en 4 nemen aan dat de samenhang tussen de uurlonen van partners gelijk is voor alle landen, Model 3 en 5 dat die tussen de landen verschilt. Model 6 en 7 wijken licht af van Model 2 en 4. Ze nemen aan dat er een verhoogde kans is op een huwelijk tussen een persoon in een bepaald quintiel met een persoon van het andere geslacht in het zelfde quintiel (dit wil zeggen dat de cellen op de hoofd diagonaal van de tabellen afzonderlijke dichtheden toegerekend krijgen), dat deze kans tussen de quintielen verschilt, maar gelijk is voor alle onderzochte landen. Model 8 en 9 verhouden zich op dezelfde wijze tot Model 3 en 5.

De maten  $L^2$ , BIC en DELTA in Tabel 4 geven aan hoe goed een model bij de data past (bij lagere waarden past het beter). Deze maten geven niet altijd dezelfde aanwijzing met betrekking tot de kwestie welk model het meest verkieselijk is; ook kan niet worden gezegd dat de ene maat altijd beter dan de andere is. In de desbetreffende literatuur is wel een bepaalde voorkeur voor BIC uitgesproken (Raftery 1986, Hout 1989).

Uit Tabel 4 blijkt ten eerste dat Model 1, het onafhankelijkheidsmodel, moet worden verworpen; de hypothese dat er geen samenhang bestaat tussen de uurlonen van tweeverdieners gaat niet op. Ten tweede blijkt dat modellen met lineaire afstanden zowel volgens DELTA, BIC als  $L^2$  beter passen dan modellen met kwadratische afstanden. Met deze twee bevindingen vervallen Modellen 1, 2, 3, 6 en 8. Dit zou er op kunnen duiden dat sommige, maar niet alle, diagonaalparameters significant van elkaar verschillen.

Tenslotte blijkt bij vergelijking van de BIC-waarden voor Model 4 en 5, en die voor Model 7 en 9, dat de samenhang tussen de uurlonen niet noemenswaardig tussen de landen verschilt. In termen van  $L^2$  zijn de verschillen tussen Model 4 en 5 en tussen Model 7 en 9 echter wel significant (bij  $df = 6$  en  $\alpha = 0.05$  is de kritieke waarde 13). Misschien verschillen niet alle landen significant van elkaar verschillen, maar wel sommige. Dit alles leidt er toe de parameters van Model 4 en Model 9 te bezien.

Met Model 4 wordt de lineaire afstandsparameter voor alle landen geschat als 0.82 (multiplicatieve waarde). Hierbij dient te worden bedacht dat naarmate de waar-

de van deze parameter lager dan 1 is, de positieve samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners sterker is. Omdat een vergelijkingspunt ontbreekt, kan niet worden gezegd of de gevonden waarde hoog of laag is. Wel kan worden gesteld dat de kans op een huwelijk van tweeverdieners op zodanige wijze afneemt met het verschil in quintielpositie van de partners, dat bij een verschil van één positie die kans 0.82 kleiner is dan wanneer er geen verschil is, bij een verschil van twee posities  $0.82 * 0.82 = 0.67$  kleiner, enzovoorts.

De parameters van Model 9 uit Tabel 4 staan in Tabel 5; om gevolgtrekkingen iets harder te maken, zijn ook die voor Model 8 vermeld. De parameterschattingen voor deze twee modellen blijken grote overeenkomsten te vertonen. De diagonaalparameters (DIAG-parameters) wijzen uit dat binnen het hoogste quintiel mensen significant meer met elkaar zijn gehuwd dan binnen de andere quintielen. Zowel de lineaire (L-parameter) als de kwadratische afstandsparemeter (Q-parameter) is het laagst voor Nederland, wat betekent dat het verband tussen het uurloon van tweeverdieners daar het sterkst is. De parameters voor Hongarije wijken hier niet significant van af, terwijl ook de Q-parameter voor West-Duitsland niet significant van die voor Nederland afwijkt. Alle andere landen laten verbanden tussen de uurlonen van tweeverdieners zien die significant zwakker zijn dan het verband voor Nederland.

**Tabel 5**

Kwadratische afstandsparemters (Q-parameters), lineaire afstandsparemters (L-parameters) en parameters voor de afzonderlijke hoofddiagonaalcellen (DIAG-parameters) van de modellen 8 en 9 uit Tabel 4.

Land	Model 8	Model 9
	(Q-parameter)	(L-parameter)
NLD	.93	.72
AUS	.97 *	.86 *
BRD	.94	.79 *
CAN	.99 *	.92 *
CSK	.96 *	.82 *
HUN	.93	.76
USA	.96 *	.83 *
DIAG(1)	.97	.82
DIAG(2)	1.09	.90
DIAG(3)	1.03	.83
DIAG(4)	1.09	.90
DIAG(5)	1.56 **	1.33 **

\* Parameter wijkt significant af van die voor Nederland

\*\* Parameter wijkt significant af van die voor DIAG(1)



De slotsom is dat Nederland wat betreft relatieve uurloohnheterogamie uitzonderlijk is. In dit land is de mate waarin werkende gehuwde vrouwen economisch afhankelijk zijn van hun echtgenoot - waarbij wordt afgezien van de afhankelijkheid die terug is te voeren op verschillen in uurloon tussen gehuwde mannen en vrouwen in het algemeen -, geringer dan in de andere onderzochte industrielanden.

#### 6. De samenhang tussen het onderwijs van tweeverdieners

Nu een antwoord op de tweede beschrijvingsvraag van dit artikel, de vraag over onderwijsheterogamie. Ter bepaling van de samenhang tussen de opleidingen van tweeverdieners zijn onderwijsheterogamietabellen gemaakt, tabellen waarin de opleiding van de man is afgezet tegen de opleiding van diens vrouw (zie de Appendix). Omdat deze tabellen sterk verschilden in het aantal categorieën en de tabellen niet op eenvoudige wijze tot een vergelijkbare indeling konden worden teruggebracht, is de berekening van percentages en de toepassing van loglineaire modellen minder zinvol. In plaats daarvan zijn de maten gebruikt welke zijn voorgesteld door Raftery (1985). Die zijn berekend met diens computerprogramma SOCMOB (1984).<sup>8</sup> Hoewel deze maten in eerste instantie waren bedoeld voor de beschrijving van relatieve beroepsmobiliteit, zijn zij ook bruikbaar voor de beschrijving van relatieve onderwijsheterogamie.

Raftery's procedure komt erop neer dat op basis van een gegeven mobiliteits- of heterogamietabel een schatting wordt gemaakt van de gemiddelde rangmobiliteit of rangheterogamie. In het geval van een onderwijsheterogamietabel wordt op basis van de rang die mannen innemen in de onderwijsverdeling voor mannen en de rang die vrouwen in hun onderwijsverdeling hebben het gemiddelde absolute verschil tussen deze rangen geschat. Deze gemiddelde rangheterogamie wordt uitgedrukt met de maat  $M(r)$ . Ze is ongevoelig voor verschillen in de randverdelingen van de onderwijsheterogamietabellen, heeft de waarde nul als er geen rangheterogamie is en de waarde honderd wanneer er sprake is van perfecte rangheterogamie. Waarden groter dan nul en kleiner dan honderd geven de gemiddelde rangheterogamie als percentage van de rangheterogamie in geval van perfecte heterogamie.

Een aantrekkelijke bijkomstigheid van Raftery's procedure is, dat deze ook een meer specifiek beeld verschaft van de samenhang tussen de opleidingen. Met het programma SOCMOB kunnen voor combinaties van 'rangstrata' in de onderwijsverdelingen, bijvoorbeeld voor combinaties van onderwijsquintielen, gemiddelde kansdichtheden worden geschat; naarmate deze voor bepaalde combinaties een hogere waarde hebben, komen dergelijke huwelijken vaker voor. De gemiddelde kansdichtheden hebben een minimale waarde van nul, en een maximale waarde die de reciproke is van de marginale proportie in de kleinste van de twee rangs-

trata die samen een combinatie vormen; in geval van quintielen is de maximale waarde dus  $1/0.20 = 5$ . Omdat de rangstrata in geval van quintielen allemaal even groot zijn, mogen de kansdichtheden van verschillende combinaties binnen dezelfde tabel met elkaar worden vergeleken. In tabel 5 zijn voor de verschillende landen de schattingen gegeven voor de gemiddelde rang-heterogamie  $M(r)$  en de gemiddelde kansdichtheden voor combinaties van de eerste, tweede, derde, vierde en vijfde quintielen uit de onderwijsverdelingen van getrouwde mannen (de rijen), respectievelijk getrouwde vrouwen (de kolommen).

Australië heeft de hoogste waarde voor  $M(r)$ , Hongarije de laagste. Blijkbaar is de samenhang tussen de opleidingen van tweeverdieners het sterkst in Hongarije en het zwakst in Australië. Nederland neemt in het geval van relatieve onderwijs-heterogamie geen uitzonderlijke positie in. Het verloop van de gemiddelde kansdichtheden laat voor alle landen een zadelvormig patroon zien. Of wel: naarmate het verschil tussen de quintielposities van partners in hun onderwijsverdelingen groter is, komen huwelijken tussen tweeverdieners minder vaak voor. Tevens geldt dat huwelijken binnen de onderste en de bovenste quintielen vaker voorkomen dan huwelijken binnen de middelste quintielen.

Omdat hierboven alleen tweeverdieners zijn onderzocht en niet alle gehuwden, mag op grond van bovenstaande resultaten niet de gevolgtrekking worden gemaakt dat Australië, in termen van onderwijsheterogamie, het meest open stratificatiestelsel heeft, en Hongarije het meest gesloten stelsel. Die slotsom mag pas worden getrokken als blijkt dat de samenhang tussen de opleidingen van tweeverdieners niet afwijkt van die van niet-tweeverdieners.

Daarom is de hypothese getoetst dat de samenhang tussen de opleidingen van tweeverdieners gelijk is aan die voor niet-tweeverdieners. Dit is gebeurd door met GLIM voor ieder land een loglineaire model toe te passen volgens welke het patroon van samenhang in de tabel voor de tweeverdieners in een land gelijk is aan dat in de samenhang in de tabel voor de niet-tweeverdieners in dat land, waarbij iedere tabel op  $N = 1000$  is gesteld (de tabellen waarop dit model is toegepast staan in de Appendix). De uitkomsten van deze analyse staan in tabel 7.

De resultaten in tabel 7 wijzen uit dat de hypothese dat de samenhangen tussen de opleidingen van tweeverdieners en van niet-tweeverdieners gelijk zijn, voor geen der landen kan worden verworpen (bij  $\alpha$  van 0.05 en het gegeven aantal vrijheidsgraden). De samenhang tussen de opleidingen van tweeverdieners wijkt niet af van de samenhang tussen de opleidingen van niet-tweeverdieners. De slotsom is dat Australië van de zeven onderzochte landen in termen van onderwijsheterogamie het meest open stratificatiestelsel heeft en Hongarije het meest

gesloten stelsel. Nederland neemt een middenpositie in.<sup>10</sup> Hiermee is de tweede beschrijvingsvraag van dit artikel beantwoord.

**Tabel 7**  
Resultaten 'equal association' model voor onderwijsheterogamietabellen voor tweeverdieners en voor niet-tweeverdieners, N (per land) = 2000

Land	MODEL	L <sup>2</sup>	DF
AUS	(M + V)*T + M.V	18	49
BRD	(M + V)*T + M.V	13	9
CAN	(M + V)*T + M.V	17	49
CSK	(M + V)*T + M.V	11	9
HUN	(M + V)*T + M.V	25	36
NLD	(M + V)*T + M.V	39	25
USA	(M + V)*T + M.V	113	325

L<sup>2</sup>: Likelihood ratio (chi-kwadraat verdeeld). DF: Aantal vrijheidsgraden. M: Hoofdeffect man. V: Hoofdeffect vrouw. T: Hoofdeffect tabel M.V: Interactie-effect man\*vrouw.

#### 7. De samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners en de bijprodukthypothese

Sørensen & McLanahan hebben niet alleen de economische afhankelijkheid van vrouwen in de Verenigde Staten in de loop der tijd beschreven, ze hebben ook geprobeerd die afhankelijkheid te verklaren. Hiertoe namen ze hun maat voor de economische afhankelijkheid van gehuwde vrouwen van hun echtgenoot als de criteriumvariabele. Het werken met een criteriumvariabele die is afgeleid van andere maten (in dit geval van uurloon man en uurloon vrouw) is echter als minder aantrekkelijk te beschouwen. Wat betreft verklaringsvragen over intergenerationale beroepsmobiliteit hebben Blau & Duncan (1967: 194-199) gewezen op de gevaren van het werken met de mate van mobiliteit als de te verklaren variabele. Ze stelden voor de variabele intergenerationale beroepsmobiliteit uiteen te leggen in de afzonderlijke variabelen waaruit ze is samengesteld, te weten beroep zoon en beroep vader, en deze twee oorspronkelijke variabelen - tesamen met andere variabelen als onderwijs zoon en onderwijs vader - in één causaal model voor de sociaal-economische levenscyclus onder te brengen. Iets dergelijks gebeurt in deze paragraaf. Er worden modellen geschat met uurloon echtgenoot, uurloon echtgenote, onderwijs echtgenoot en onderwijs echtgenote als afzonderlijke variabelen.

De eerste verklaringsvraag van deze bijdrage luidt in hoeverre de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners kan worden verklaard als een bijproduct van de samenhang tussen hun opleidingen en het effect van opleiding op uurloon voor iedere partner afzonderlijk. Een antwoord op deze vraag is verkregen door voor de verschillende landen met LISREL VI (Jöreskog & Sörbom 1984) Model 1 te toetsen. Hiertoe is verondersteld dat alle variabelen op het intervalniveau zijn ge-

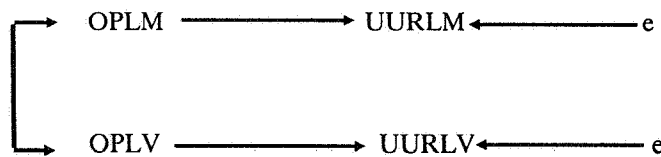
meten. De toegepaste schattingsmethode is die van maximale aannemelijkheid. De gebruikte correlaties en standaarddeviaties staan in de Appendix. In Model 1 staat OPLM voor de opleiding van de man, OPLV voor de opleiding van de vrouw, UURLM voor het uurloon van de man en UURLV voor het uurloon van de vrouw.

Op grond van de chi-kwadraat toets moet Model 1 voor elk land worden verworpen. De belangrijker conclusie is dat de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners slechts in geringe mate met dit model wordt verklaard. In het 'beste' geval, voor West-Duitsland, wordt met dit model 36 % van de waargenomen correlatie tussen de uurlonen van tweeverdieners verklaard, in het 'slechtste' geval, Australië, 11 %. De bijproducthypothese reikt niet genoeg. Hoe kan de rest van de waargenomen correlatie worden verklaard?

ver

#### Model 1

Verklaring van de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners uit de samenhang tussen hun opleidingen en het effect van opleiding op uurloon voor iedere partner afzonderlijk.



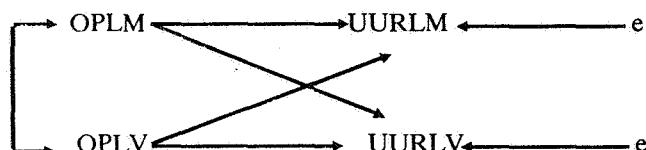
Land	Chi-kwadraat	DF	P	residuele correlatie tussen uurlonen	percentage verklaarde correlatie tussen uurlonen
AUS	93	3	.000	.13	11
BRD	12	3	.007	.12	36
CAN	14	3	.003	.05	35
CSK	91	3	.000	.20	17
HUN	59	3	.000	.14	35
NLD	24	3	.000	.19	17
USA	32	3	.000	.08	27

#### 8. De samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners en de hypothese dat zich kruiseffecten voordoen

De tweede verklaringsvraag van dit artikel luidde in hoeverre de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners verklaard kan worden uit de effecten van de opleiding van de ene partner op het uurloon van de andere partner. Om deze vraag te beantwoorden is Model 2 getoetst. Het bevat, in vergelijking met Model 1, kruis-effecten.

**Model 2**

Verklaring van de samenhang tussen de uurlonen van tweeverdieners uit de samenhang tussen hun opleidingen, het effect van opleiding op uurloon voor iedere partner afzonderlijk, en de effecten van opleiding van de ene partner op het uurloon van de andere partner.



Land	Chi-kwadraat	DF	P	residuele correlatie tussen uurlonen	percentage verklaarde correlatie tussen uurlonen
AUS	25	1	.000	.09	36
BRD	10	1	.000	.11	44
CAN	10	1	.002	.05	40
CSK	80	1	.000	.18	22
HUN	39	1	.000	.11	49
NLD	16	1	.000	.15	33
USA	19	1	.000	.07	38

Hoewel de fit van Model 2 voor Australië, Tsjechoslowakije, Hongarije, Nederland en de Verenigde Staten een significante verbetering laat zien ten opzichte van Model 1, past Model 2 voor geen van de landen goed bij de data. De samenhang tussen de uurlonen wordt weliswaar beter verklaard (in het 'beste' geval, voor Hongarije, voor ongeveer 49% in plaats van 35%), maar er blijft een aanzienlijk deel van de waargenomen correlatie tussen de uurlonen van tweeverdieners onverklaard. Tabel 8 geeft per land de regressie-coëfficiënten uit Model 2.

**Tabel 8**

Gestandaardiseerde (ongestandaardiseerde) regressiecoëfficiënten uit Model 2

Land	oplm-uurlm		oplv-uurlv		oplm-uurlv		oplv-uurlm	
AUS	.22	(.39) *	.15	(.25) *	.06	(.09) *	.16	(.26) *
BRD	.36	(2.66) *	.27	(3.57) *	.02	(.17)	.06	(.51)
CAN	.21	(.49) *	.21	(.49) *	.04	(.08) *	-.01	(-.02)
CSK	.27	(2.10) *	.24	(1.25) *	.08	(.45) *	-.02	(-.11)
HUN	.40	(3.61) *	.19	(1.89) *	.11	(1.12) *	.02	(.21)
NLD	.29	(1.92) *	.20	(2.26) *	.09	(.87) **	.10	(.74) *
USA	.22	(.33) *	.15	(.32) *	.05	(.10) *	.05	(.09) *

\* significant bij alpha = 0.05

\*\* significant bij alpha = 0.10

Uit Tabel 8 blijkt ten eerste het bestaan van kruiseffecten: acht van de veertien mogelijke kruiseffecten zijn significant bij een alpha van 0,05. Alleen voor West-Duitsland waren geen van beide kruiseffecten significant. Voor Canada, Hongarije en Tsjechoslowakije bleek het effect van de opleiding van de vrouw op het uurloon van de man duidelijk niet significant. Voor Nederland was het effect van de opleiding van de man op het uurloon van de vrouw net niet significant bij een alpha van 0.05, maar wel bij een alpha van 0.10. In een aantal gevallen geldt dus dat iemands uurloon niet alleen kan worden verklaard uit de eigen opleiding, maar ook uit de opleiding van de partner. Weliswaar dient te worden opgemerkt dat deze kruiseffecten zwak zijn. We achten het echter bemoedigend dat ze voor verschillende landen en ook in ander onderzoek (Ultee, Dessens en Jansen 1990, De Graaf en Ultee 1990) worden gevonden.

Niet onverwacht laten de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten uit Tabel 8 zien dat iemands eigen uurloon sterker door de eigen opleiding wordt beïnvloed dan door de opleiding van de partner. Interessanter is dat uit de ongestandaardiseerde regressie-coëfficiënten van Tabel 8 blijkt dat in vijf van de zeven onderzochte landen het effect van het onderwijs van een werkende echtgenoot op het uurloon van diens werkende vrouw groter is dan het effect van het onderwijs van een werkende echtgenote op het uurloon van haar werkende man. De uitzonderingen zijn Australië en West-Duitsland. Deze bevinding duidt er op dat in industrielanden werkende gehuwde vrouwen op een heel specifieke manier economisch afhankelijk van hun werkende man zijn. Tot die landen behoort Nederland.

## 9. Afsluiting

In deze bijdrage is de positie van vrouwen in Nederland en zes andere industrielanden met behulp van een multidimensioneel stratificatiemodel bestudeerd. Er werden twee dimensies onderzocht: onderwijs en uurloon. De positie van vrouwen in het Nederlandse stratificatiestelsel werd niet vastgesteld door de positie van vrouwen op deze dimensies met die van mannen te vergelijken. Aangezien de positie van personen in het stratificatiestelsel van een samenleving niet alleen afhangt van het gebeuren op de arbeidsmarkt, maar ook van dat op de huwelijksmarkt, werd de positie van vrouwen wat betreft onderwijs en uurloon met die van hun eigen echtgenoot vergeleken. Bij het zoeken naar verklaringen werden gevolgen van het onderwijs van een persoon voor het uurloon van de partner van die persoon gepostuleerd. Dergelijke kruiseffecten maken verschillen binnen huwelijken kleiner en tussen huwelijken groter.

In alle onderzochte landen bleek het uurloon van werkende gehuwde vrouwen lager te zijn dan dat van hun werkende man. De verschillen waren groter dan verwacht op grond van vaker gebruikte gegevens over de verhouding tussen de uurlonen van vrouwen in het algemeen en mannen in het algemeen (Chatab, Van

Doorne-Huiskes & Ultee 1987). Ook na uitschakeling van verschillen tussen werkende gehuwde vrouwen in het algemeen en werkende mannen in het algemeen, bleef er in elk land een positieve samenhang bestaan tussen het uurloon van de vrouw en haar echtgenoot en tussen het onderwijs van de vrouw en haar man. De voornaamste beschrijvende bevinding was dat in Nederland de verhouding tussen het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en dat van hun man minder ongunstig voor vrouwen was dan in de andere onderzochte landen. Deze conclusie bleef bestaan als rekening werd gehouden met de verschillen in uurloon tussen werkende gehuwde vrouwen in het algemeen en werkende gehuwde mannen in het algemeen. Deze bevindingen ondersteunen het nut van de ontwikkeling van fijnere indicatoren voor de sociale positie van vrouwen dan de tot nu toe gebruikelijke.

De hier gedane bevinding dat van alle onderzochte landen de verhouding tussen het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en dat van hun werkende man in Nederland voor vrouwen het minst ongunstig was, steekt scherp af tegen het vaker behaalde resultaat dat Nederland uitzonderlijk is gezien haar bijzonder lage percentage werkende gehuwde vrouwen (Eurostat 1987). Wanneer een laag percentage werkende vrouwen een gevolg van achterstelling is en deze achterstelling algemeen is, verwacht men dat het land met het laagste percentage gehuwde werkende vrouwen ook het land is waarin de verhouding tussen het uurloon van werkende gehuwde vrouwen en dat van hun werkende man voor vrouwen het ongunstigst is. Dit blijkt echter niet het geval te zijn. Een verklaring voor deze merkwaardigheid zou als volgt kunnen luiden. Behalve onderwijs is arbeidservaring van invloed op het uurloon. Neem nu aan dat in landen met een laag percentage gehuwde werkende vrouwen de weinige vrouwen die werken veel arbeidservaring hebben, en dat wanneer in een land het percentage gehuwde vrouwen dat betaalde arbeid verricht hoger is, onder de werkende gehuwde vrouwen het percentage met veel arbeidservaring lager is. Dan kan worden afgeleid dat juist omdat het percentage werkende gehuwde vrouwen in Nederland zo laag is, de verhouding tussen de uurlonen van vrouwen en hun man in Nederland voor vrouwen zo gunstig is. Voor deze verklaring spreekt de eerder gedane bevinding dat de mate waarin meer onderwijs tot een hoger beroepsprestige leidt, in Nederland tussen 1960 en 1979 - toen de arbeidsmarktaandeelname van gehuwde vrouwen steeg - voor vrouwen sterker is gedaald dan voor mannen (Luijkx, Van Doorne-Huiskes & Ultee 1986). In hoeverre werkende gehuwde vrouwen in Nederland zo weinig economisch afhankelijk zijn gebleven en zullen blijven als ze aan het begin der jaren tachtig in vergelijking met andere industrielanden waren, staat dus nog maar te bezien. Toekomstig onderzoek moet hier uitsluitsel geven.

De voornaamste bevinding van het verklarende gedeelte van het onderzoek was dat de samenhang tussen het uurloon van tweeverdieners slechts ten dele kon verklaard met de bijproduct- en de kruiseffecthypothese. De gelijkensis tussen het uurloon van tweeverdieners is gedeeltelijk te verklaren als een bijproduct van de overeenkomst tussen hun onderwijs en het verband tussen iemands onderwijs en uurloon. Ze is er ook ten dele omdat iemands uurloon niet alleen van iemands eigen onderwijs afhangt, maar ook van dat van iemands partner. Maar dan nog blijft het grootste deel van het verband tussen de uurlonen van tweeverdieners onverklaard. Deze conclusie geldt voor alle onderzochte landen.

De bevinding dat zich kruiseffecten van onderwijs op uurloon voordoen en met deze effecten toch de gelijkensis tussen de uurlonen van tweeverdieners niet geheel kan worden verklaard, wijst er op dat zich tussen personen processen voordoen die ongelijkheden binnen huwelijken verkleinen, maar tussen huwelijken vergroten. In deze afsluiting kan slechts een aanduiding van deze processen worden gegeven.

Het is ten eerste mogelijk dat deze overeenkomst in uurloon tussen huwelijkspartners pas geleidelijk aan, na de huwelijkssluiting, ontstaat: de partner met minder onderwijs wordt na verloop van tijd door de partner met meer onderwijs meegetrokken. Dit zou kunnen gebeuren omdat dan arbeidservaring is opgebouwd, of omdat dan tussen de huwelijkspartners een gedeelde arbeidsethos is gegroeid. Het is ten tweede mogelijk dat deze overeenkomst op een bepaalde selectie reeds voor het tijdstip van trouwen berust: iemand kiest zijn of haar aanstaande niet alleen uit op grond van onderwijs, maar ook op grond van inkomen. Is de besmettingshypothese van toepassing en de selectiehypothese niet, dan neemt de overeenkomst in uurloon tussen tweeverdieners met de huwelijksduur toe, terwijl op het tijdstip van trouwen de overeenkomst in uurlonen niet groter is dan op grond van de bijproducthypothese wordt verwacht. Wanneer de selectiehypothese opgaat, en de besmettingshypothese niet, dan geeft uitsplitsing van tweeverdieners naar huwelijksduur geen verband tussen huwelijksduur en gelijkensis tussen uurlonen te zien. Het is natuurlijk mogelijk dat zowel de besmettings- als de selectiehypothese een kern van waarheid bevat. Nader onderzoek is hier gewenst. Met de bestaande databestanden lijkt dit onderzoek tot op zekere hoogte uitvoerbaar.

De onderkenning dat heterogamie afhankelijkheid vergroot, doet de vraag rijzen in hoeverre een stijging in het echtscheidingscijfer, langs de weg van de waargenomen kans op echtscheiding en de algemene neiging afhankelijkheden zo beperkt mogelijk te houden, tot minder heterogamie en meer 'soort bij soort' leidt. Een dergelijke vraag is tot nu toe niet aan bod gekomen in onderzoek naar onderwijsheterogamie in een groot aantal landen (Ultee & Luijkx 1988). Ook lijken vragen de moeite waard over de gevolgen voor heterogamie van de in de wetten van een land omschreven financiële regelingen bij echtscheiding.



## Literatuurlijst

- Baker, R.J., J.A. Nelder (1978)  
**The GLIM system. Release 3. Generalised Linear Interactive Modelling Manual**, Oxford, no publisher
- Becker, G. (1964)  
**Human capital**, New York, Columbia University Press
- Blau, P.M., O.D. Duncan (1967)  
**The american occupational structure**, New York, Wiley
- Bourdieu, P., L. Boltanski, M. de Saint Martin (1973)  
'Les stratégies de reconversion', **Social Science Information**, 12: 61- 13
- Chatab, J., J. van Doorne-Huiskes, W.C. Ultee (1987)  
'Ongelijkheden tussen mannen en vrouwen - enige verklaringen van verschillen tussen geïndustrialiseerde landen getoetst', **Sociale Wetenschappen**, 30: 279-300
- Dessens, J.A.G., W. Jansen (1987)  
**Operationaliseren, traditie en kritiek**, Proefschrift, Utrecht, Elinkwijk
- Erikson, R.E., J.H. Goldthorpe (1987)  
**Communality and variation in social fluidity in industrial nations**, **European Sociological Review**, 3:54-77 en 145-166
- Eurostat (1987)  
**Enquête naar de arbeidskrachten, resultaten 1985**, Luxembourg, Office des publications officielles des Communautés Européennes
- Graaf, P.M. de, W.C. Ultee (1990)  
**Arbeidsmarktmobiliteit en partnereffecten, een analyse van arbeidsgeschiedenissen van gehuwden en hun partner in Nederland 1980-1986**, Bijdrage aan het congres Vrouwen/Mannen "Veranderingen in maatschappelijke verhoudingen" (thema: werken en belonen), Sociaal-Wetenschappelijke Studiedagen 1990, 19 en 20 april te Amsterdam
- Granovetter, M. (1974)  
**Getting a job**, Cambridge Mass., Harvard University Press
- Heath, A. (1981)  
**Social mobility**, Glasgow, Fontana
- Hout, M. (1983)  
'The association between husband's and wife's occupation in two-earner families', **American Journal of Sociology**, 88: 397-409
- Hout, M. (1989)  
**Following in father's footsteps**, Cambridge Mass., Harvard University Press
- Jöreskog, K.G., D. Sörbom (1984)  
**LISREL VI, Analysis of linear structural relationships by the method of maximum likelihood, User's Guide**, no place, no publisher
- Luijckx, R., J. van Doorne-Huiskes & W.C. Ultee (1986)  
'Zijn er veranderingen in het verband tussen onderwijs en beroepshoogte voor vrouwen en mannen in Nederland tussen 1960 en 1979?', **Mens en Maatschappij**, 61: 378-400
- Parkin, F. (1971)  
**Class inequality and political order, social stratification in capitalist and communist societies**, London, Paladin, 1971
- Parkin, F. (1979)  
**Marxism and class theory: a bourgeois critique**, New York, Columbia University Press, 1979
- Raftery, A.E. (1984)  
**SOCMOB: A program for the analysis of mobility tables using a rank-based approach**, Dublin, Department of Statistics, Trinity College

- Raftery, A.E. (1985)  
 'Social mobility measures for cross-national comparisons', *Quality and Quantity*, 19: 167-182
- Raftery, A.E. (1986)  
 'Choosing models for cross-classifications', *American Sociological Review*, 51: 145-146
- Sixma, H., W.C. Ultee (1983)  
 'Trouwpatronen en de openheid van een samenleving, de samenhang tussen de opleidingsniveaus van huwelijkspartners in Nederland tussen 1959 en 1977', *Mens en Maatschappij*, 58: 109-131
- Smeeding, T.M., G. Schmauss, S. Allegrazza (1985)  
**An introduction to LIS**, Walferdange, Centre d'Etudes de Populations, de Pauvreté et de Politiques Socio-economiques, Luxembourg Income Study Working Paper no. 1
- Smeeding, T.M. (1989)  
**Use of LIS data for poverty analysis: an overview of lessons learned and still learning**, Paper prepared for the Seminar on Poverty Statistics in the European Community, October 24-26, Noordwijk, Netherlands.
- Sørensen, A., S. McLanahan (1987)  
 'Married women's economic dependency, 1940-1980', *American Journal of Sociology*, 93: 659-687
- Ultee, W.C. (1985)  
 'Verlaagd en verdiept, de lotgevallen van de stratificatieproblematiek sinds het einde der Leidse School', *Sociologisch Jaarboek 1985*, 146-162
- Ultee, W.C. (1989)  
 'Beyond stratification and mobility: Dutch questions about openness, inequalities and cumulations', pp. 161-191 in: (eds.) W. Jansen, J. Dronkers & K. Verrips, *Similar or different? Continuities in Dutch research on stratification and mobility*, Amsterdam, SISWO, 1989
- Ultee, W.C., J. Dessens, W. Jansen (1988)  
 'Why does unemployment come in couples? An analysis of (un)employment and (non)employment homogamy tables for Canada, the Netherlands and the United States in the 1980s', *European Sociological Review*, 4: 111-122
- Ultee, W.C., J. Dessens, W. Jansen (1990)  
**Stratificering 1974-1988**, Den Haag, Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek
- Ultee, W.C., R. Luijkx (1988)  
**Educational heterogamy and intergenerational mobility in 23 industrial nations**, Tilburg, Instituut voor Maatschappij-Wetenschappen, Faculteit Sociale Wetenschappen, Katholieke Universiteit Brabant, Working Paper Series Number 26
- Wal, E. van der, C. Oudijk (1985)  
**Women on the move, developments in facts and figures**, Rijswijk, Sociaal en Cultureel Planbureau

## Noten

- (1) Dit artikel bevat een verslag van werkzaamheden in het kader van het lopende aio-project 'Onderwijs-, beroeps-, en inkomensheterogamie' van de Faculteit Sociale Wetenschappen van de Katholieke Universiteit Nijmegen. De leiding van dit project berust bij Wout Ultee en Jan Lammers. Henk-Jan Dirven was als aio werkzaam op dit project en is nu verbonden aan het IVA, Instituut voor Sociaal-Wetenschappelijk Onderzoek van de Katholieke Universiteit Brabant. Dit artikel is een iets gewijzigde versie van het paper dat werd gepresenteerd op het congres 'Vrouwen/mannen, veranderingen in maatschappelijke verhoudingen', Sociaal-Wetenschappelijke Studiedagen 1990, 10 en 20 april 1990, Amsterdam.

- (2) In dit artikel wordt het woord gehuwd kortheidshalve zo gebruikt dat het ook ongehuwde personen omvat die met iemand van het andere geslacht samenwonen. Het woord echtbaar heeft een overeenkomstige betekenis. Het is overigens niet duidelijk hoe ongehuwd samenwonenden in de geanalyseerde databestanden zijn behandeld.
- (3) Inkomen anders dan dat uit arbeid blijft dus buiten beschouwing.
- (4) Codeboeken en specifieke informatie omtrent steekproeftrekking, representativiteit, wegingsfactoren e.d. zijn verkrijgbaar bij de Luxembourg Income Study. Het adres is: LIS at CEPS/INSTEAD, Case postale 65, L-7201 Walferdange, Grand-Duché de Luxembourg. Telefoon: (00352) 33 25 15. EARN-BITNET adres: SSLISBB@LUXCEP11.
- (5) De categorieën zijn de volgende (labels volgens de codeboeken) :
- Australië:** 0 = no schooling, 1 = left school age 13, 2 = left school age 14/15, 3 = left school age 16, 4 = left school age 17, 5 = left school age = 18, 6 = secondary school course, trade qualification, certificate/diploma, 8 = bachelor's degree or similar.
- Canada:** 0 = no school or primary school, 1 = less than 10 years, 2 = 11 years of education, 3 = 12 years of education, 4 = 13 years of education, 5 = some post-secondary, 6 = certificate/diploma, 7 = university degree.
- Hongarije:** 0 = no school, 1 = 1-5 class, 2 = 6-7 class, 3 = 8 class, 4 = vocational, 5 = secondary, 6 = post-secondary.
- Nederland:** 0 = no schooling, 1 = 1-6 years of education, 2 = 7-9 years of education, 3 = 10-11 years of education, 4 = 12 years of education, 5 = university level.
- Tsjechoslowakije:** 0 = elementary only, 1 = vocational training, no secondary school diploma, 2 = secondary school diploma (high school degree), 3 = college, university (degree).
- Vereinigde Staten:** in jaren lopend van 0 = no schooling, 1 = 1 year of education, tot en met 18 = 18 years or more.
- West-Duitsland:** 0 = elementary school, 1 = vocational school, 2 = technical high school, 3 = general high school.
- (6) De heterogamic zonder invloeden van uiteenlopende randverdelingen heet relatieve heterogamic omdat een eenvoudige maat voor die heterogamic wordt verkregen door het delen van percentages. Wanneer in een 2\*2 heterogamietabel a% van de gevallen zich in cel (1,1) bevindt, b% in (1,2), c% in (2,1) en d% in (2,2), dan is  $(a/b)/(c/d)$  een maat voor de samenhang in de tabel die vrij van invloeden van randverdelingen is. De parameters van loglineaire modellen zijn in termen van deze oddsratio's interpreteerbaar.
- (7) Grote verschillen in totaal frequenties vormen een probleem bij dit soort vergelijkende analyses. Bij gebruik van de oorspronkelijke aantallen worden niet zozeer landen onderling vergeleken, maar veeleer tabellen met hoge totaal frequenties met tabellen met lage totaal frequenties. Dit probleem is ondervangen door alle tabellen op N=1000 te stellen (vgl. Erikson en Goldthorpe 1987: 62). Hiermee wordt ook voorkomen dat er parameters in de modellen moeten worden opgenomen, die weliswaar statistisch significant, maar niet inhoudelijk relevant zijn.

- (8) In de versie van SOCMOB uit 1984 bleek een kleine fout te zijn gemaakt bij de uitwerking van de formules ter bepaling van de rang-mobiliteit. Deze fout is ontdekt en verbeterd door J. Lammers en T. van der Weegen van de Katholieke Universiteit Nijmegen, waarna de analyses met deze verbeterde versie van SOCMOB zijn uitgevoerd. Meer informatie kan worden verkregen bij de tweede auteur van dit paper.
- (9) Wanneer één of meer quintielen volledig binnen een categorie uit de oorspronkelijke heterogamietabel vallen, dan zijn de gemiddelde kansdichtheden voor deze quintielen gelijk. Dit blijkt het geval te zijn voor de tabellen van Tsjechoslowakije, de Verenigde Staten en West-Duitsland.
- (10) De vraag rijst in hoeverre deze volgorde overeenkomt met die welke in Ultee & Luijkx (1988) is gevonden. Het blijkt dat vooral de positie van West-Duitsland verschilt. Terwijl volgens onderhavig artikel de onderwijsheterogamie in West-Duitsland bepaald groot is, is ze volgens Ultee & Luijkx gering. De verklaring is te zoeken in de gebrekkige onderwijnsindeling voor de Westduitse gegevens in onderhavig artikel.

APPENDIX:

Onderwijsheterogamietabellen voor tweeverdieners (opleiding man \* opleiding vrouw)

AUS								
	1	1	1	0	0	0	1	0
	2	27	25	6	1	0	17	0
	0	18	140	36	11	6	65	3
	0	3	42	24	9	2	37	2
	0	2	24	15	9	2	27	2
	0	3	7	4	7	9	21	3
	0	25	218	89	42	20	238	22
	0	1	11	8	9	6	63	57
BRD								
	2509	568	25	18				
	427	358	44	78				
	69	87	34	28				
	112	215	52	284				
CAN								
	211	95	36	54	4	16	25	4
	49	150	72	104	8	23	49	9
	14	49	65	70	4	19	17	12
	26	61	51	227	21	24	56	21
	6	7	10	14	28	9	16	5
	6	23	14	61	14	60	42	27
	9	36	28	88	12	32	118	34
	2	6	13	66	15	38	89	148
CSK								
	272	83	38	5				
	423	560	265	15				
	115	183	267	43				
	9	33	152	103				
HUN								
	1	1	0	1	0	0	0	
	2	16	34	15	3	0	0	
	0	12	85	79	8	4	0	
	1	18	62	319	73	38	4	
	1	12	59	367	290	214	16	
	0	2	5	95	98	297	42	
	0	0	1	15	21	159	131	
NLD								
	24	3	5	40	6	1		
	2	102	55	52	17	2		
	4	23	56	32	10	0		
	9	24	32	140	42	2		
	3	13	10	59	66	9		
	2	2	5	14	30	24		

USA															
2600	1	0	4	0	0	10	0	0	0	0	0	0	2	0	0
000	0	0	0	4	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0	0
000	3	4	4	6	10	4	14	0	0	4	0	5	0	0	0
104	16	4	0	15	0	0	8	0	0	0	0	0	0	0	0
000	2	17	2	7	5	10	6	16	0	22	8	1	0	9	0
003	0	1	10	4	7	8	7	20	0	49	0	4	0	0	0
103	8	29	21	99	8	12	15	1	27	40	1	32	1	0	0
400	0	8	3	16	27	16	27	26	31	86	6	5	7	1	0
400	3	8	1	0	10	264	78	116	70	450	61	36	2	33	0
000	0	3	8	17	21	72	131	82	26	277	16	25	2	14	8
400	0	3	0	14	12	55	78	153	84	639	86	28	0	20	0
000	0	8	0	10	11	81	57	93	177	492	12	23	9	16	0
008	0	8	0	13	37	88	150	402	491	6281	605	445	212	355	90
000	0	0	0	0	6	6	32	32	77	986	256	93	61	136	49
000	0	0	0	0	10	6	11	24	52	1214	354	455	127	306	31
000	0	0	11	0	0	4	0	0	2	350	101	149	84	118	20
200	0	0	0	6	0	5	9	41	27	844	241	473	147	1103	226
000	0	0	0	0	0	0	4	0	0	227	27	114	67	162	117
000	0	0	0	0	0	0	1	1	8	303	94	293	157	534	239

**Onderwijsheterogamietabellen voor niet-tweeverdieners**

AUS								
	5	3	2	0	0	0	0	0
	2	64	89	12	2	2	18	3
	3	64	342	58	20	8	87	3
	0	9	62	27	9	4	36	2
	0	1	29	15	9	4	23	2
	0	5	9	8	9	9	16	1
	2	76	397	116	55	22	261	8
	0	2	27	15	11	6	54	22
BRD								
	5161	591	22	72				
	851	349	37	75				
	192	250	10	47				
	344	443	47	330				
CAN								
	595	173	68	71	9	12	31	7
	98	187	75	79	9	15	27	3
	40	42	71	40	7	10	18	5
	42	56	45	174	10	23	27	11
	10	7	4	12	21	2	10	3
	12	20	24	40	8	34	22	8
	17	32	22	67	10	15	65	10
	7	16	17	38	24	18	65	92
CSK								
	451	36	13	0				
	371	204	54	3				
	67	75	79	7				
	10	16	37	22				
HUN								
	7	9	8	1	0	0	0	
	14	150	128	29	5	1	0	
	6	90	490	88	19	2	0	
	1	30	119	247	3	14	0	
	1	63	307	252	2	88	7	
	0	4	30	96	66	86	12	
	0	0	5	26	26	62	28	
NLD								
	107	59	53	53	10	0		
	40	789	133	125	16	0		
	15	125	206	79	9	1		
	30	137	120	279	42	0		
	13	39	47	111	74	4		
	4	8	12	64	57	10		

USA

61	12	2	21	1	23	9	18	32	7	5	0	23	0	0	0	0	0	0	0
0	14	0	3	6	0	5	10	17	3	8	0	4	0	0	0	0	0	0	0
5	0	5	25	4	7	14	4	12	4	3	0	0	0	0	0	0	0	0	0
4	0	3	60	14	8	39	24	75	15	13	3	18	10	0	0	0	0	0	0
4	6	3	0	35	2	18	40	72	32	21	0	13	0	0	4	0	0	0	0
10	7	0	0	0	47	58	63	85	21	15	11	24	0	0	0	0	0	0	0
11	0	0	26	9	42	64	34	99	34	96	21	141	0	7	0	0	1	0	0
10	0	0	0	8	14	18	82	100	69	38	20	163	5	23	0	8	2	0	0
14	0	7	12	22	30	43	122	725	238	313	157	667	102	44	8	31	1	6	0
0	0	0	5	12	0	33	47	152	203	93	78	259	37	10	1	11	13	0	0
0	0	1	0	16	4	6	28	180	125	270	148	545	27	25	4	7	0	20	0
0	0	0	4	0	4	3	7	109	89	112	195	346	26	22	0	14	0	21	0
0	0	0	10	4	16	76	43	366	206	469	443	4345	272	313	77	184	32	29	0
11	0	0	0	3	0	4	6	22	6	40	49	607	158	87	24	36	13	6	0
0	0	0	0	0	0	0	0	54	22	116	29	793	154	155	55	103	43	11	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	1	15	9	188	73	95	24	47	27	9	0
0	0	0	0	0	0	0	0	12	6	23	39	810	157	308	124	448	60	65	0
0	0	0	0	0	0	0	0	0	7	0	0	233	32	22	27	216	73	24	0
0	0	0	0	0	0	7	0	10	0	27	2	333	81	182	119	456	117	146	0



**Correlaties en standaarddeviaties voor de uurlonen en opleidingen van tweeverdieners.**

Australië	N = 2639			
UURLM				
UURLV	.142			
OPLM	.275	.109		
OPLV	.228	.174	.336	
Stddev	3.406	3.206	1.946	1.986
Canada	N = 3966			
UURLM				
UURLV	.078			
OPLM	.205	.156		
OPLV	.109	.235	.551	
Stddev	5.719	5.040	2.419	2.214
Hongarije	N = 2559			
UURLM				
UURLV	.210			
OPLM	.417	.238		
OPLV	.291	.265	.665	
Stddev	10.872	12.110	1.207	1.223
Nederland	N = 566			
UURLM				
UURLV	.228			
OPLM	.335	.183		
OPLV	.234	.240	.477	
Stddev	9.556	14.164	1.442	1.241
Tsjechosl.	N = 2018			
UURLM				
UURLV	.234			
OPLM	.264	.205		
OPLV	.128	.278	.529	
Stddev	6.436	4.950	.872	.934
Ver.Staten	N = 3938			
UURLM				
UURLV	.107			
OPLM	.256	.144		
OPLV	.193	.178	.635	
Stddev	4.278	5.394	2.922	2.487

West-Duitsland	N = 692			
UURLM				
UURLV	.188			
OPLM	.401	.178		
OPLV	.286	.274	.618	
Stddev	7.470	12.064	1.021	.898