

Trouwpatronen en de openheid van een samenleving. De samenhang tussen de opleidingsniveaus van (huwelijks)partners in Nederland tussen 1959 en 1977

Herman Sixma en Wout Ultee*

Summary

Ganzeboom & De Graaf recently have shown that occupational mobility in the Netherlands is considerably larger in 1977 than in 1959. This paper examines the generalization of this conclusion to the openness of the Dutch society on the whole, by looking at an other indicator for openness: selective mating or connubium. To this purpose three tables on the educational levels of (marriage) partners in 1959, 1971 and 1977 are analysed. Partners with the same level of education are called homogamous, those with different levels heterogamous.

By way of log-linear analysis similar to that performed by Ganzeboom & De Graaf it is shown that:

- 1. in all three years the extent of heterogamy cannot be accounted for completely as 'forced' by the different educational structures for male and female partners;*
- 2. this forced or structural heterogamy, as measured by the parameters of a vertical shift model, was more pronounced in 1959 than in 1977 and in 1971 equal to that in 1977;*
- 3. actual heterogamy net of structural heterogamy indicating genuine non-selective mating, as measured by the parameters of a linear distance model, increased from 1959 to 1971 and is stable from 1971 tot 1977, without*
- 4. reaching a state in which there is complete independence between partner's educational levels.*

* De auteurs zijn verbonden aan de vakgroep Theorie en Methodologie van de Sociologie, Heidelberglaan 2 te Utrecht. De gerapporteerde analyses zijn uitgevoerd in het kader van het stafseminar 'Theorieën van sociale stratificatie en analyse van mobiliteitstabellen'. We danken alle deelnemers aan dit seminar voor hun bijdragen, in het bijzonder J. Dessens, W. Jansen en A. Verbeek voor hun technisch-statistische inbreng. Het onderzoek maakt deel uit van het project 'Beroepsprestige en mobiliteitsmeting', dat door de Nederlandse Organisatie voor Zuiver-Wetenschappelijk Onderzoek (ZWO) wordt gesubsidieerd.

Ganzeboom & De Graaf's main conclusion, that there is more openness in the Netherlands in 1977 than there was in the 50s, is therefore supported.

1. Probleemstelling

Vragen naar de gelaagdheid van samenlevingen vormen één van de hoofdthema's van de sociologie (Lenski, 1966; Thurlings, 1981). Om de positie vast te stellen die een persoon op de maatschappelijke ladder inneemt, wordt in sociologisch onderzoek gewoonlijk gekeken naar het beroep dat iemand uitoefent. Vaak bepaalt men niet alleen welke posities personen innemen op een bepaald tijdstip, maar stelt men ook vast in welke mate personen binnen en tussen generaties van positie zijn veranderd. Het laatste onderzoek wordt aangeduid als mobiliteitsonderzoek. Van een samenleving met meer mobiliteit wordt wel gezegd dat ze meer openheid vertoont.

De belangrijkste conclusie van een recent artikel van Ganzeboom en De Graaf over de openheid van de moderne Nederlandse samenleving, is gebaseerd op de vaststelling van het verband tussen de beroepen van vaders en zonen. Ze stellen dat, voor zover het de beroepsmobiliteit betreft, de Nederlandse samenleving tussen 1954 en 1977 meer open is geworden. Gezien dit resultaat is het interessant te onderzoeken of een dergelijke grotere openheid zich beperkt tot de beroepen die mensen uitoefenen, of dat er wellicht sprake is van een meer open worden van de Nederlandse samenleving in algemenere zin. Het doel van dit artikel is een bouwsteen aan te dragen voor de beantwoording van deze vraag.

In plaats van verschuivingen in de beroepsmobiliteit krijgt in dit artikel het opleidingsniveau van (huwelijks)partners aandacht. Zo wordt nagegaan of de grotere openheid die bij beroepskeuze naar voren komt, ook bij partnerselectie kan worden aangetroffen. In de sociologische literatuur over stratificatie wordt het verschijnsel dat bepaalde mensen met elkaar trouwen, aangeduid met de naam *connubium* (Van Tulder, 1962). Weber is van mening dat het bestaan van statusgroepen uit *connubium* blijkt (Weber, 1921:179).

Zonder dieper in te gaan op aspecten van partnerselectie¹ valt nu ook nog te constateren dat (huwelijks)partners in veel gevallen een vergelijkbare culturele en sociale achtergrond hebben (De Hoog, 1982). Als men zich beperkt tot het genoten onderwijs zouden huwelijken of samenlevingsverbanden, waarbij partners hetzelfde onderwijsniveau hebben, eerder regel dan uitzondering zijn. Indien bij alle huwelijken en 'relaties' het onderwijsniveau van de partners overeenstemt, zou men kunnen spreken van op dit punt volledig

van elkaar afgesloten deelmarkten van de totale huwelijksmarkt. Zou daarentegen alleen het toeval bepalen wie met wie trouwt of samenwoont, dan is er sprake van één, volledig open, huwelijksmarkt. Beide situaties zijn, alleen al omdat de aantallen mannen en vrouwen met een gelijk onderwijsniveau verschillen, slechts denkbeeldig. In dit artikel wordt de vraag gesteld of de huwelijksmarkt in Nederland, wat betreft het onderwijs van de partners, tussen 1959 en 1977 een grotere openheid is gaan vertonen, of dat er wellicht sprake is van een stabiele situatie of zelfs een geringere mate van openheid.

In onderstaande analyse van een verandering in een samenleving wordt, zoals vaker geschiedt, in feite de tijd ingevoerd als onafhankelijke variabele. Al naar gelang het theoretisch kader waarbinnen men opereert, kan deze tijdsdimensie staan voor bijvoorbeeld voortschrijdende techniek, een zich wijzigend overheidsbeleid of een veranderd normen- en waardenstelsel. Een belangrijke hypothese zou kunnen zijn dat ook zonder een specifiek overheidsbeleid technische ontwikkelingen tot een grotere openheid van samenlevingen leiden. Wegens het beperkte aantal waarnemingsmomenten vinden in dit artikel dergelijke interpretaties van de tijdsvariabele niet plaats.² Er zal alleen worden ingegaan op de vraag of de Nederlandse samenleving tussen 1959 en 1977 meer open is geworden; de vraag naar achterliggende oorzaken blijft hier onbeantwoord. Evenals in Ganzeboom en De Graaf (1983) wordt deze vraag beantwoord door een secundaire analyse van gegevens. Bij de analyse zijn loglineaire modellen een belangrijk hulpmiddel. Het gebruik van deze modellen betekent een verbetering ten opzichte van twee eerdere Nederlandse analyses van connubium.

Van Tulder heeft voor Nederland het connubium in 1954 vergeleken met dat in 1972. Zijn conclusie was dat de openheid was toegenomen (Van Tulder, 1972). Omdat deze conclusie berust op een vergelijking van waargenomen percentages en volgens toeval verwachte percentages, is ze aanvechtbaar (Featherman en Hauser, 1978, p. 141-147). De tabel waaruit blijkt wie in 1972 met wie was getrouwd, geeft hij helaas niet. Hierdoor is het niet mogelijk zijn gegevens aan een loglineaire analyse te onderwerpen. In de tabellen van Van Tulder werd het beroep van de vader van de echtgenoot vergeleken met dat van de vader van de echtgenote. Door voor het opleidingsniveau van de partners zelf te kiezen, wordt er in dit artikel een iets andere weg ingeslagen voor het meten van connubium. De Hoog percenteerde twee Nederlandse tabellen, één voor 1959 en één voor 1971, waarin het opleidingsniveau van partners tegen elkaar is gekruist. Hij onderkent de bezwaren tegen de wijze van analyseren (De Hoog, 1979, p. 36). Daarna presenteert hij echter alleen zogenaamde indifferentie-indices voor 1971. Tegen deze indices zijn overigens ook bezwaren aangevoerd (Blau en Duncan, 1967, p. 90-97).

2. De data

Voor de beantwoording van de vraag of verschuivingen zijn opgetreden bij het opleidingsniveau van (huwelijks)partners, is in dit artikel gebruik gemaakt van CBS-gegevens over huwelijken en/of samenlevingsverbanden. Ze zijn afkomstig uit een in 1959 gehouden proeftelling die vooraf ging aan de volkstelling van 1960, uit de volkstelling van 1971 en uit het CBS-leefsituatie-onderzoek 1977. De gegevens uit 1959 en 1971 betreffen alle op die momenten bestaande huwelijken in Nederland, uitgezonderd die verbintenissen waarbij het opleidingsniveau van één van de partners onbekend is of waarbij door één van de partners nog dagonderwijs gevolgd wordt (De Hoog, 1979). De volgende vier onderwijsniveaus worden onderscheiden:

1. lager onderwijsniveau (Lagere school, VGLO, LAVO, onvoltooide (M)ULO/MAVO en vergelijkbare opleidingen);
2. uitgebreid lager onderwijsniveau (MAVO, (M)ULO, LTS, LHNO en onvoltooide VHMO-opleidingen);
3. middelbaar onderwijsniveau (VHMO, MTS, MEAO en vergelijkbare opleidingen);
4. semi-hoger en hoger onderwijsniveau (HTS, HEAO, MO-akten, TH, Universiteit en vergelijkbare opleidingen).

Om de gegevens uit 1959 en 1971 te kunnen vergelijken met de gegevens uit het CBS-leefsituatie-onderzoek³, is de in dit onderzoek toegepaste onderwijscodering van het CBS omgezet in de hierboven omschreven vier categorieën.⁴ Een en ander brengt wel met zich mee dat de tabellen voor 1959 en 1971 beter vergelijkbaar zijn dan de tabellen 1959/1977 en 1971/1977.

3. Tabel-analyse

Tabel 1 geeft een overzicht van het opleidingsniveau bij huwelijkspartners in 1959, 1971 en 1977. Omdat voor 1959 en 1971 de absolute aantallen ontbreken, terwijl deze voor 1977 eenvoudig zijn af te leiden, worden alleen percentages gepresenteerd.

In navolging van De Hoog wordt over *homogame huwelijken* gesproken als het opleidingsniveau van man en vrouw gelijk zijn. Huwelijken waarbij het onderwijsniveau van man en vrouw verschilt, zou men *heterogaam* kunnen noemen. Bij de heterogame huwelijken kunnen twee hoofdgroepen onderscheiden worden. De ene hoofdgroep omvat de verbintenissen waarin het opleidingsniveau van de man hoger is dan dat van de vrouw. Bij de andere

Tabel 1. Het verband tussen de opleidingsniveaus van huwelijkspartners in 1959, 1971 en 1977; aantallen in percentages van het totaal

1959

		man				
		laag I	II	III	hoog IV	
vrouw	I	57.1	16.8	3.3	1.1	78.3
	II	4.0	7.9	3.4	1.9	17.2
	III	.4	.9	1.5	1.2	4.0
	IV	.0	.0	.1	.4	.5
		61.5	25.6	8.3	4.6	100.0 (N = ?)

1971

		man				
		laag I	II	III	hoog IV	
vrouw	I	38.0	16.4	3.1	1.8	59.3
	II	6.8	13.9	4.4	3.2	28.3
	III	1.2	2.9	2.1	2.6	8.8
	IV	.2	.6	.6	2.3	3.7
		46.2	33.8	10.2	9.9	100.1 (N = ?)

1977

7

	man					
	laag I	II	III	hoog IV		
vrouw	I	19.6	11.3	2.9	1.2	35.0
	II	6.3	22.6	10.0	5.7	44.6
	III	.9	4.3	4.3	4.2	13.7
	IV	.1	1.0	1.2	4.2	6.5
		26.9	39.2	18.4	15.3	99.8 (N = 2923)

hoofdgroep is het omgekeerde het geval. *Tabel 1* kan aldus als volgt worden samengevat tot *tabel 2*.

Uit de *tabellen 1* en *2* blijkt dat over het geheel genomen het aantal huwelijken waarbij het opleidingsniveau van de partners verschilt, is toegenomen. Deze trend doet zich voor zowel bij de huwelijken waarin het opleidingsniveau van de man hoger is dan dat van de vrouw, als in het omgekeerde geval. De enige uitzondering vormen de verbintenissen waarbij het onderwijsniveau van de partners maximaal, dus drie niveaus, verschilt.

Net als bij de vergelijkbare tabel over beroepsmobiliteit mag, alleen op

Tabel 2. Percentages homogame en heterogame huwelijken in 1959, 1971 en 1977

	1959	1971	1977
homogaam	66.9	56.3	50.7
heterogaam	33.1	43.8	49.1
met opleiding man hoger dan vrouw:	27.7	31.5	35.3
1 niveau verschil	21.4	23.4	25.5
2 niveaus verschil	5.2	6.3	8.6
3 niveaus verschil	1.1	1.8	1.2
met opleiding vrouw hoger dan man:	5.4	12.3	13.8
1 niveau verschil	5.0	10.3	11.8
2 niveaus verschil	.4	1.8	1.9
3 niveaus verschil	.0	.2	.1

grond van deze cijfers, niet worden geconcludeerd dat de Nederlandse samenleving voorzover het de keuze van huwelijkspartners betreft, opener is geworden. Immers, de berekende percentages zijn afhankelijk van de randfrequenties en in deze frequenties hebben zich belangrijke verschuivingen voorgedaan. Omdat de opleidingsstructuren van mannen en vrouwen niet overeenstemmen, zijn er voor een deel van de huwbare mannen en vrouwen geen partners met een gelijk onderwijsniveau beschikbaar.⁵ Deze situatie, waarin de opleidingsstructuur van de samenleving een zekere mate van trouwen buiten het eigen onderwijsniveau 'afdwingt', is te vergelijken met de structurele mobiliteit bij beroepslagen. Het percentage structureel heterogame huwelijken is gelijk aan de helft van de som van de verschillen tussen de percentages mannen en vrouwen in overeenkomstige onderwijscategorieën. Voor de jaren 1959, 1971 en 1977 zijn deze percentages: 16,8%, 13,1% en 13,5%. Het door de randfrequenties afgedwongen percentage heterogame huwelijken blijkt tussen 1959 en 1977 te zijn afgenomen. Gecombineerd met de toename van het percentage heterogame huwelijken in hetzelfde tijdvak, mag worden geconcludeerd dat het percentage mensen dat uit 'vrije wil' een partner kiest buiten het eigen onderwijsniveau tussen 1959 en 1977 is toegenomen.

De mate waarin mensen partners kiezen die wat opleiding betreft dichterbij of juist verder weg liggen, kan worden opgespoord met behulp van loglineaire analyse. De keuze van deze analysetechniek houdt geen oordeel in over andere technieken. Loglineaire analyse is een nieuwere manier om tabellen te analyseren en juist door toepassing kunnen voor- en nadelen duidelijker worden.⁶

4. Loglineaire analyse van de huwelijkspatronen in Nederland

Voor de techniek om met behulp van loglineaire modellen twee- of meerdimensionale tabellen te analyseren en voor toepassingen ervan in recent onderzoek, volstaan we met een verwijzing naar handboeken en/of artikelen die over dit onderwerp zijn verschenen (Bishop, Fienberg en Holland, 1975; Fienberg, 1977; Dessens en Jansen, 1978; Goldthorpe, 1980; Featherman en Hauser, 1978; Hope, 1980; Hope, 1982; Dijkstra, 1982). Onze werkwijze bestaat uit de presentatie van een aantal theoretisch interessante modellen voor veranderingen in de samenhang tussen de opleidingsniveaus van huwelijkspartners. Deze modellen zullen worden voorzien van een korte toelichting. Door de volgens de verschillende modellen te verwachten celvullingen te vergelijken met de werkelijke celvullingen, zal een goed bij de data passend model worden gezocht. Afwijkingen van de werkelijkheid worden weergegeven in de vorm van G^2 -scores. Naarmate een model meer van de werkelijkheid afwijkt, zal de G^2 -score hoger liggen. Om de G^2 -scores van de verschillende jaren snel en gemakkelijk met elkaar te kunnen vergelijken en verschillen te interpreteren, zijn de drie oorspronkelijke tabellen herleid naar tabellen met een N van 1 000 (echt)paren. Hiermee wordt voorkomen dat verschillen in G^2 -waarden, waarvan de grootte afhankelijk is van het totale aantal eenheden per tabel, ten onrechte worden geïnterpreteerd als een beter of juist minder goed passen van het betreffende model. Wel is het zo dat met het verkleinen van het aantal eenheden significantieniveaus gemakkelijker overschreden worden. Men vindt sneller een goed passend model (vgl. Knoke en Burke, 1980, p. 30-31).

Naast het vinden van een goed passend model kunnen met behulp van loglineaire analyse schattingen worden gegeven voor parameters die het getoetste model karakteriseren. Deze parameterwaarden, welke niet beïnvloed worden door het terugbrengen van de tabellen naar een N van 1 000, geven inzicht in de veranderingen die zich, met inachtneming van de modelassumpties, in de verschillende jaren hebben voorgedaan. Voor begrip van de procedure van loglineaire analyse is vergelijking met de beter bekende regressieanalyse soms nuttig. Het percentage verklaarde afwijking in G^2 bij loglineaire analyse is analoog aan het percentage verklaarde variantie bij regressieanalyse, en de parameters van een loglineair model zijn de tegenhangers van ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten.

In *tabel 3* staan de loglineaire modellen die zijn getoetst op de tabellen met data over het opleidingsniveau van huwelijkspartners in 1959, 1971 en 1977. In deze *tabel 3* zijn per model achtereenvolgens aangegeven: een indicatienummer voor het model, het bij het model behorende aantal vrijheidsgraden

Tabel 3. Loglineaire modellen voor het verband tussen de opleidingsniveaus van huwelijkspartners in Nederland in 1959, 1971 en 1977

model nr.	aantal vrijheids- graden (vg) in:				residuele G ² - waarden in:				percentage verklaar- de afwijking t.o.v. half-way-model			veronderstellingen
	jaren samen	1959	1971	1972	jaren samen	1959	1971	1977	1959	1971	1977	
1	44	12	12	12	1784	360	348	425	0%	0%	0%	gelijke randverdelingen voor man- nen en vrouwen + onafhankelijk- heid (half-way model)
2	43	11	11	11	1628	273	302	374				uniforme structurele verschillen + onafhankelijkheid
1-2		1	1	1		87	46	51	24%	13%	12%	uniforme structurele heterogamie (model 1 - model 2)
3	41	9	9	9	1622	269	296	368				onafhankelijkheid + werkelijke randverdelingen
1-3		3	3	3		91	52	57	25%	15%	13%	totale structurele heterogamie (model 1 - model 3)
4	32				477							werkelijke randverdeling + gelijke dichtheden in voor de jaren overeen- komstige cellen
5		8	8	8		116	120	161				werkelijke randverdelingen + over- vertegenwoordiging diagonaalcellen
6		5	5	5		35	43	61				werkelijke randverdelingen + over- vertegenwoordiging afzonderlijke diagonaalcellen
7		8	8	8		19.2	13.1	27				werkelijke randverdelingen + gelij- ke afstanden tussen onderwijsni- veaus (lineair model)
1-7		4	4	4		341	335	398	95%	96%	94%	verklaarde afwijking met behulp van model 7 (model 1 - model 7)

8	8	8	8	24	29
9	8	8	8	27	34
10	7	7	7	6.6	7.9
11	4	4	4	3.5	1.6
12	10	10	10	24	21

Mens en Maatschappij no. 2 jrg. 58 1983

41	werkelijke randverdelingen + kwadratische afstanden tussen onderwijsniveaus (kwadratisch model)
50	combinatie van lineair en kwadratisch model
19.7	lineair model + oververtegenwoordiging op diagonaalcellen
2.1	lineair model + oververtegenwoordiging voor diagonaalcellen afzonderlijk
38	uniforme structurele verschillen + gelijke afstanden tussen onderwijsniveaus

(vg), de G^2 -waarde waarmee het model van de werkelijkheid afwijkt, het percentage door het model verklaarde afwijking ten opzichte van het basismodel, en tenslotte een korte omschrijving van het model en/of de te toetsen hypothese. In *tabel 3* ontbreken de parameterwaarden van deze modellen. Deze zullen, waar zij van belang zijn, in de tekst worden vermeld. Vergelijkingen van modellen zijn schuingedrukt.

In de drie volgende paragrafen zullen achtereenvolgens behandeld worden: modellen voor structurele heterogamie, modellen voor niet-structurele heterogamie en een aantal modellen welke een controle op de voorlopige keuze beogen. De vraag naar veranderingen in het trouwpatroon in Nederland wordt dus opgesplitst in de vraag naar veranderingen die door het uiteenlopende gemiddelde onderwijsniveau van mannen en vrouwen zijn afgedwongen en in de vraag naar overige veranderingen.

4.1. Modellen voor structurele heterogamie

Model 1: het half-way model

Als vertrekpunt voor de analyse dient het door Hope opgestelde zogenaamde half-way model (Hope, 1980). Dit model berust op de hypothese dat de aantallen mannen en vrouwen per onderwijscategorie gelijk zijn en dat er geen verband is tussen het opleidingsniveau van de man en dat van de vrouw. Ten behoeve van dit model worden de randverdelingen van mannen en vrouwen in een gedachtenexperiment aan elkaar gelijk gemaakt door het nemen van de gemiddelde waarden. De cellen van de tabel met de identieke randverdelingen worden gevuld volgens statistische onafhankelijkheid. Wegens het identiek zijn van de randverdelingen ontbreekt in dit model de structurele heterogamie. Deze hypothetische celvullingen worden vergeleken met de werkelijke vullingen, de aantallen uit de CBS-tabellen. Bij een dergelijke vergelijking blijken verschillen. Een maat hiervoor is de G^2 .

Het half-way model is in *tabel 3* weergegeven als model 1, zowel voor de jaren afzonderlijk als voor alle jaren tezamen. De residuele G^2 -waarden die bij de afzonderlijke jaren 360, 348 en 425 bedragen, zijn de te verklaren afwijkingen van de werkelijkheid. Door deze waarden als uitgangspunt te nemen, worden de percentages door model 1 verklaarde afwijkingen op nul gesteld.

Behalve dat model 1 dienst doet als basismodel waarmee de volgende modellen zullen worden vergeleken, kan worden onderzocht in hoeverre de hypothese wordt ondersteund die aan model 1 ten grondslag ligt en hierboven is vermeld. Zowel voor alle jaren tezamen als voor de jaren afzonderlijk dient deze hypothese, gelet op de residuele G^2 -waarden, te worden verworpen.

Model 2: het model voor uniforme structurele verschillen

Uit de tabelanalyse is naar voren gekomen dat mannen gemiddeld een hoger opleidingsniveau hebben dan vrouwen. Een nieuwe hypothese zou dus kunnen luiden dat er, behalve de door voor mannen en vrouwen uiteenlopende onderwijsstructuren afgedwongen verschillen, er geen verschillen zijn tussen het opleidingsniveau van de man en dat van de vrouw. Model 2 maakt een toetsing van deze hypothese mogelijk. In dit model wordt uitgegaan van de veronderstelling dat de randverdelingen van mannen en vrouwen niet identiek zijn, maar wel een vaste verhouding vertonen.⁷ Naarmate deze verhouding meer van 1 afwijkt, zijn de verschillen tussen de onderwijsstructuren voor mannen en vrouwen groter. De cellen van de tabel met de randverdelingen die een vaste verhouding vertonen, worden weer gevuld volgens statistische onafhankelijkheid. Heterogamie die wordt afgedwongen door randverdelingen die bepaalde vaste verhoudingen vertonen, wordt uniforme structurele heterogamie genoemd. Alle structurele heterogamie behoeft niet uniform te zijn: de werkelijke randverdelingen kunnen in zekere mate afwijken van de door een gedachtenexperiment verkregen randverdelingen die vaste verhoudingen vertonen.

De voor de jaren 1959, 1971 en 1977 geldende verhoudingsgetallen kunnen worden gevonden met behulp van de modelparameters van model 2. Deze voor de afzonderlijke jaren geschatte parameterwaarden zijn:

1959: 1.36

1971: 1.19

1977: 1.19

Er kan worden aangetoond⁸ dat het kwadraat van deze parameterwaarden de verhoudingsgetallen opleveren die de verschillen van onderwijsstructuren karakteriseren. Voor 1959 is dit getal 1.85, voor de jaren 1971 en 1977 is de waarde gedaald naar 1.42. Uit de afname van deze ongelijkheidscoëfficiënten mag worden geconcludeerd dat de verschillen in onderwijsstructuur voor mannen en vrouwen tussen 1959 en 1971 zijn afgenomen. Deze trend zet zich, zoals op basis van de gegevens geconstateerd moet worden, niet door in het tijdvak 1971/1977. Mannen lijken in deze periode hun nog altijd aanwezige voorsprong te hebben geconsolideerd. Deze cijfers betekenen ook dat, doordat de onderwijsstructuren van mannen en vrouwen meer zijn gaan overeenstemmen, de uniforme structurele heterogamie in de periode tussen 1959 en 1971 is afgenomen, terwijl er tussen 1971 en 1977 een stabilisatie lijkt plaats te vinden.

Met behulp van de G^2 van model 2 kan worden onderzocht welke het aandeel is van de in dit model gemodelleerde uniforme structurele heterogamie in de totale structurele heterogamie. Dit zal gebeuren nadat model 3, een mo-

del voor de totale structurele heterogamie, is behandeld. Hoewel model 2 behulpzaam is bij het uiteenleggen van de totale structurele heterogamie in twee componenten, te weten een uniforme en een niet-uniforme component, past het slecht op de werkelijkheid. De residuele G^2 -waarden van 273, 302 en 374 voor de verschillende jaren maken duidelijk dat de hypothese die aan model 2 ten grondslag ligt, verworpen moet worden.

Model 3: het onafhankelijkheidsmodel

Model 3 vormt het bekende model van statistische onafhankelijkheid bij werkelijke randverdelingen. De bij dit model behorende hypothese luidt dat er, gegeven de werkelijke aantallen mannen en vrouwen per onderwijscategorie, geen verband is tussen het opleidingsniveau van de man en de vrouw. Indien de residuele G^2 -waarden die bij model 3 horen niet significant van de werkelijkheid zouden afwijken, dan zou dit betekenen dat deze hypothese op grond van de ons ter beschikking staande gegevens niet kan worden verworpen. Tabel 3 laat zien dat de bij het onafhankelijkheidsmodel behorende G^2 -waarden zowel voor alle jaren samen als voor de afzonderlijke jaren, een conclusie ondersteunen dat er in de tabellen van 1959, 1971 en 1977 geen sprake is van onafhankelijkheid.

Model 1 en 3 en Model 2 en 3 vergeleken

Vergelijking van het half-way model met het model voor onafhankelijkheid bij gegeven randfrequenties, verschaft een mogelijkheid de structurele heterogamie ten gevolge van verschillen in de onderwijsstructuur bij mannen en vrouwen te kwantificeren. Door te kijken naar de verschillen in residuele G^2 -waarden tussen model 1 en model 3, blijkt welk percentage van de oorspronkelijke afwijking van de werkelijkheid het gevolg is van structurele verschillen. In 1959 worden 91 van de oorspronkelijke 360 G^2 -eenheden verklaard door structurele verschillen. Dit komt neer op een percentage van 25%. Voor 1971 en 1977 zijn de percentages, waarin de ongelijkheid in het opleidingsniveau bij huwelijkspartners wordt verklaard door structurele verschillen, respectievelijk 15% en 13%. Deze cijfers bevestigen de conclusie uit de tabelanalyse dat de hoeveelheid door de onderwijsstructuur afgedwongen ongelijkheid in opleidingsniveau tussen 1959 en 1977 is afgenomen.

Model 2 specificeerde vaste verhoudingen tussen de opleidingsniveaus voor mannen en vrouwen. Vergelijking van model 2 en 3 laat zien welk gedeelte van de totale structurele heterogamie het gevolg is van deze uniforme structurele verschillen. In 1959 blijkt dat 87 van de 91 G^2 -eenheden worden veroorzaakt door deze uniforme verschillen in onderwijsniveau; in vergelijking tot de totale te verklaren G^2 -waarde van 260 komt dit neer op 24%. In

1971 en 1977 worden respectievelijk 13 en 12% van de oorspronkelijke G^2 -waarden door uniforme structurele heterogamie verklaard. Naast de regelmatige verschillen in opleidingsniveau bij mannen en vrouwen, kunnen er bepaalde, specifieke categorieën bestaan die onevenredig groot of klein zijn. Een vergelijking van model 2 en 3 leert dat deze niet-uniforme structurele verschillen in de tabellen van 1959, 1971 en 1977 nauwelijks voorkomen. Deze veranderingen maken slechts 1 of 2% uit van de totale per jaar te verklaren G^2 .

4.2. Modellen voor niet-structurele heterogamie

Een conclusie uit de vorige paragraaf luidt dat een belangrijk percentage van alle heterogame huwelijken niet wordt afgedwongen door de verschillen in onderwijsstructuur bij mannen en vrouwen. In deze paragraaf zal worden onderzocht welke patronen deze niet-structurele heterogamie vertoont, en of er tussen 1959 en 1977 veranderingen in deze patronen zijn opgetreden. Bij alle van de hierna te behandelen modellen zal worden uitgegaan van de werkelijke randverdelingen.

Model 4: het model voor gelijke associatie in de verschillende jaren

Om na te gaan of in de periode tussen 1959 en 1977, gegeven de verschillende opleidingsstructuren van mannen en vrouwen, de patronen van wie met wie trouwt wat betreft de opleiding van de partners zijn veranderd, is model 4 opgesteld. De bij dit model behorende hypothese houdt in dat, gegeven de verschillende opleidingsstructuren van mannen en vrouwen, de patronen in de opleidingsniveaus van huwelijkspartners in 1959, 1971 en 1977 gelijk zijn. Uitgaande van de gevonden randfrequenties, schat dit model voor de overeenkomstige cellen uit de drie tabellen gelijke kansdichtheden.

Wijkt model 4 niet significant van de werkelijkheid af, dan betekent dit dat de patronen voor 1959, 1971 en 1977 aan elkaar gelijk zijn. In dat geval zou geconcludeerd moeten worden dat, ten aanzien van het opleidingsniveau bij huwelijkspartners, de Nederlandse samenleving tussen 1959 en 1977 niet meer of minder open is geworden. De toetsing van model 4 laat zien dat niet alles bij het oude is gebleven, en er wel degelijk veranderingen in de patronen zijn opgetreden. Gezien de G^2 van model 4 betekent model 4 een belangrijke reductie van de oorspronkelijke afwijking. De G^2 -waarde van 477 bij $vg = 32$ blijft echter ver boven de grenswaarde voor aanvaarding, zodat de hypothese dat er geen veranderingen waren, dient te worden verworpen ($p < .01$).

Het doel van de volgende modellen is deze veranderingen nader te omschrijven.

Model 5: het diagonaal model

De meest eenvoudige modellen waarin de randfrequenties worden gereproduceerd, zijn, na de modellen van statistische onafhankelijkheid, modellen waarin de diagonaalcellen worden gecontrasteerd met alle cellen buiten de diagonaal. De achter deze modellen stekende hypothese zegt dat, gegeven de verschillende opleidingsstructuren voor mannen en vrouwen, er een oververtegenwoordiging van homogame huwelijken is, dat deze oververtegenwoordiging bij alle homogame huwelijken van welk onderwijsniveau dan ook even sterk is, en dat er, als men buiten de eigen opleidingscategorie trouwt, geen verband meer is tussen het opleidingsniveau van de partners. Dit model 5 gaat uit van de werkelijke randverdelingen, geeft alle diagonaalcellen een gelijke kansdichtheid en geeft de overige cellen ieder op zich weer eenzelfde, maar andere kansdichtheid.

Tabel 3 leert dat bovenstaande hypothese, op basis van de residuele G^2 -waarden van 116, 120 en 160 voor de verschillende jaren moet worden verworpen als niet goed passend. *Tabel 3* leert echter ook dat er met model 5 een belangrijke reductie in G^2 -waarden wordt bereikt. Gezien dit laatste levert model 5 leerzame schattingen voor de mate waarin de frequenties op alle diagonaalcellen afwijken van alle overige cellen. De bij model 5 behorende parameterwaarden voor de diagonaalcellen zijn:

	1959	1971	1977
parameterwaarden	2.95	2.62	2.71

De parameterwaarde van 2.95 in 1959 geeft aan dat het aantal qua opleidingsniveau homogame huwelijken is oververtegenwoordigd met een factor 2.95 ten opzichte van alle heterogame huwelijken. In zijn algemeenheid blijkt uit deze parameters dat tussen 1959 en 1977 het aantal huwelijken waarin de partners tot dezelfde onderwijscategorie behoren, verhoudingsgewijs is gedaald. Deze daling in het aantal homogame huwelijken speelt zich met name af tussen 1959 en 1971. Na 1971 is er sprake van een lichte stijging in het totaal aan verbintenissen tussen partners met een gelijk opleidingsniveau. Het niveau van 1959 wordt echter bij lange na niet gehaald. Hoewel er dus tussen 1959 en 1977 een daling valt te constateren in het aantal homogame huwelijken, blijven verbintenissen tussen partners met een gelijk opleidingsniveau sterk oververtegenwoordigd. Of deze oververtegenwoordiging voor alle diagonaalcellen even sterk geldt is onderzocht met model 6.

Model 6: het model van quasi-onafhankelijkheid

De hypothese achter model 5 betekende onder meer dat de oververtegen-

woordiging van homogame huwelijken bij alle onderwijsniveaus even sterk is. Deze clausule kan men wijzigen. Aldus komt men tot de hypothese dat, gegeven de verschillende onderwijsstructuren voor mannen en vrouwen, er een oververtegenwoordiging van homogame huwelijken is, dat de mate van oververtegenwoordiging van homogame huwelijken verschilt per onderwijsniveau en dat er, als men 'buiten de eigen opleiding' trouwt, geen verband is tussen het opleidingsniveau van de partners. Een model dat op deze hypothese berust, gaat uit van de werkelijke randverdelingen, geeft de afzonderlijke diagonaalcellen aparte kansdichtheden, en kent aan de overige cellen eenzelfde dichtheid toe, maar één die afwijkt van die voor de diagonaalcellen. Dit model 6 staat wel bekend als dat van quasi-onafhankelijkheid.

Model 6 levert weer een belangrijke reductie op in G^2 -waarden, een reductie die evenwel ten koste gaat van een behoorlijk aantal vrijheidsgraden. De residuele G^2 -waarden van model 6 voor de jaren 1959, 1971 en 1977 bedragen respectievelijk 35, 43 en 61. Al deze waarden zijn nog hoger dan het aantal vrijheidsgraden, dat vijf is. Bij $p < .01$ leiden ze tot een verwerping van model 6. Er zijn samenhangen tussen het opleidingsniveau van de man en dat van de vrouw die niet door de achter model 6 stekende hypothese worden verwoord. Omdat model 6 een aanzienlijke reductie in G^2 -waarden oplevert, zijn de parameterwaarden voor de frequenties van de afzonderlijke diagonaalcellen belangwekkend. De geschatte parameterwaarden zijn:

	1959	1971	1977
parameterwaarden voor de diagonaalcellen			
I/I	14.48	7.29	9.20
II/II	.50	.77	.97
III/III	3.84	2.03	1.67
IV/IV	46.57	12.76	10.50

Onder de modelassumpties is de oververtegenwoordiging voor alle drie de jaren het grootst in de IV/IV (hoog/hog) cel, terwijl ook de I/I-cellen sterk zijn oververtegenwoordigd. Homogame huwelijken waarin beide partners behoren tot de categorie uitgebreid lager onderwijs, zijn in alle drie de jaren ondervertegenwoordigd. Met uitzondering van de I/I-cel, waarbij sprake is van een lichte stijging in 1977 in vergelijking tot 1971, kan worden geconstateerd dat tussen 1959 en 1977 de over- of ondervertegenwoordiging van homogame huwelijken op alle onderwijsniveaus geleidelijk afneemt. Opvallend is wel de ondervertegenwoordiging van homogame huwelijken in de II/II-cel. Mogelijk dient dit onderwijsniveau nader gedifferentieerd te worden, bijvoorbeeld in een sterk seksegebonden technisch niveau (zoals LTS)

en een algemeen niveau (zoals MAVO). Het ons ter beschikking staande materiaal van 1959 en 1971 laat deze differentiatie niet toe. Nader onderzoek is hier gewenst.

Ondanks de sterkere oververtegenwoordiging van homogame huwelijken op het hoogste en op het laagste onderwijsniveau, blijft gelden dat, indien men buiten de eigen opleidingsklasse trouwt, de partner niet willekeurig gekozen wordt. Om te onderzoeken van welke aard dit verband is, kan men gebruik maken van het hiërarchische karakter van de onderwijsstructuur. Dit geschiedt in model 7.

Model 7: het lineaire model

Trouwt men, om wat voor reden dan ook, buiten het eigen onderwijsniveau, dan kan vanuit een 'soort zoekt soort'-theorie worden voorspeld dat naarmate de opleidingen van de partners meer verschillen, de kans op dergelijke verbindingen kleiner wordt.⁹ Model 7 gaat uit van de werkelijke randverdelingen en berust op deze veronderstelling. Het neemt de afstanden tussen aangrenzende onderwijsniveaus als gelijk en kent aan de cellen van de neven-diagonalen kansdichtheden toe die rechtevenredig zijn met het aantal stappen dat zij van de hoofddiagonaal zijn verwijderd.

Het lineaire model 7 blijkt voor de jaren 1959 en 1971 goed bij de data te passen. De kritieke G^2 -waarde ligt bij 8 vrijheidsgraden op 20 ($p < .01$). De residuele G^2 -waarden voor de tabellen van 1959 en 1971 blijven hier met 19 en 13 onder. Voor 1977 doet het lineaire model het wat minder goed, gelet op de G^2 van 27. Met behulp van model 7 kan worden bepaald hoe groot in elk van de jaren de kansen zijn op verbintenissen, waarbij de partners één, twee of drie onderwijsniveaus verschillen. De onder de modelassumpties geschatte parameters zijn hierbij gestandaardiseerd op de kans op een huwelijk tussen partners met een gelijk onderwijsniveau in elk van de drie jaren. Deze parameterwaarden zijn:

	1959	1971	1977
gelijk onderwijsniveau	1	1	1
niveaoverschil van één stap	.34	.44	.43
niveaoverschil van twee stappen	.11	.20	.18
niveaoverschil van drie stappen	.04	.09	.08

Los van de verschillen in onderwijsstructuur bij mannen en vrouwen laat model 7 zien dat er tussen 1959 en 1977 meer huwelijken zijn gekomen waarbij het onderwijsniveau van de partners verschilt, en dus heterogam zijn. Als men echter onderscheid maakt tussen de periode 1959-1971 en 1971-

1977, dan blijkt dat deze conclusie alleen opgaat voor het tijdvak 1959-1971. Na 1971 lijkt er een stabilisatie of zelfs een lichte daling op te treden in het totaal aan heterogame huwelijken.¹⁰ Als men heterogamie als indicator beschouwt voor de openheid van een samenleving, dan kan worden geconcludeerd dat de Nederlandse samenleving tussen 1959 en 1977 meer open is geworden.

Model 1 met Model 7 vergeleken

Een vergelijking van model 1, het half-way model, en model 7 laat zien dat in alle drie de jaren rond 95% van de oorspronkelijke afwijking door het lineaire model wordt verklaard. Dit gegeven, alsmede het feit dat voor twee van de drie jaren een goed passend en eenvoudig te interpreteren model is verkregen, pleit voor een voorlopige keuze van model 7 als het model waarmee de tabellen voor 1959, 1971 en 1977 goed kunnen worden weergegeven.

4.3. Controle op de voorlopige keuze

In deze paragraaf zal worden onderzocht of de voorlopige keuze voor model 7 kan worden omgezet in een definitieve keuze ten gunste van dit model, of dat er wellicht een nog betere representatie kan worden bereikt.

Model 8: het kwadratisch model

Bij model 7 is de afstand tussen de onderwijsniveaus in alle gevallen als even groot genomen. Volgens dit model nemen de kansen op heterogame huwelijken lineair af naarmate de man en vrouw meer onderwijsniveaus verschillen. Een iets ander model houdt in dat kansen niet evenredig met het aantal stappen dat cellen van de hoofddiagonaal verwijderd zijn afnemen, maar recht evenredig met het kwadraat van het aantal stappen. Dit is hier weergegeven in model 8. Volgens de hypothese achter model 8 nemen de kansen op heterogame verbintenissen versneld af naarmate man en vrouw meer in opleidingsniveau verschillen. Het complexere model blijkt voor alle drie de tabellen een grotere residuele G^2 op te leveren dan het lineaire model 7. Dit is een aanleiding om het lineaire model te handhaven boven het model van kwadratische afstand.

Model 9: het lineair-kwadratische model

Een gangbare veronderstelling is dat vrouwen vaker omhoog trouwen dan mannen. Alle tot nu toe toegepaste modellen hebben echter in dit opzicht geen onderscheid gemaakt tussen mannen en vrouwen. Voor het lineaire en het kwadratische model geldt dat bijvoorbeeld de kans op een verbintenis

waarbij het opleidingsniveau van de man twee niveaustappen hoger is dan dat van zijn vrouw, gelijk is aan de kans op een huwelijk waarbij de vrouw qua opleiding twee niveaustappen boven de man uitsteekt. Zowel model 7 als model 8 zijn symmetrisch van opbouw. Door model 7 en model 8 te combineren tot model 9 ontstaat een model dat niet langer uitgaat van deze symmetrie. In dit model nemen de kansen op huwelijken waarbij het opleidingsniveau van de man hoger is dan dat van de vrouw lineair af, naarmate de partners meer onderwijscategorieën verschillen; de kansen op huwelijken waarin het onderwijsniveau van de vrouw hoger is dan dat van de man nemen kwadratisch, en dus versneld, af naarmate de verschillen in onderwijscategorieën groter worden. Vanzelfsprekend gaat ook model 9 uit van de werkelijke randverdelingen.

Toetsing van model 9 op de tabellen voor 1959, 1971 en 1977 laat zien dat dit lineair-kwadratische model in alle drie de jaren slechter op de data past dan het lineaire model 7. De werkelijkheid wordt beter weergegeven door het symmetrische model 7 dan door het niet-symmetrische model 9; model 7 wordt gehandhaafd boven model 9.

Model 10 en 11: diagonaal-lineaire modellen

Een andere mogelijke verbetering van model 7 komt neer op het uitlichten van de diagonaalcellen. De combinatie van lineariteit met voor alle diagonaalcellen één en dezelfde parameter levert, zo laat model 10 zien, een reductie op in G^2 -waarde. Deze afname ten opzichte van model 7 is voor alle drie de jaren significant ($p < .01$). De residuele G^2 -waarden duiden, net als bij model 7, in twee van de drie tabellen op een goed passend model. Voor 1977 blijft model 10 echter wel afwijken: de significantiegrens van 18.6 bij $vg = 7$ ($p < .01$) wordt niet overschreden. In dit opzicht wordt model 7 niet echt overtroffen. De keuze voor model 7 kan gehandhaafd blijven.

Model 10 kan verder worden gespecificeerd door voor alle diagonaalcellen afzonderlijke parameters te schatten. Dit is gebeurd met model 11. Bij model 11 wordt ook in 1977 de significantiegrens niet meer overschreden, doch dit gaat ten koste van drie vrijheidsgraden. Ten opzichte van model 7 is de afname in G^2 -waarde alleen voor 1977 significant ($p < .01$). Bovendien komt deze specificatie de eenvoud van het model niet ten goede en ontstaat, doordat de residuele G^2 -waarden kleiner worden dan het aantal vrijheidsgraden, het gevaar van 'overfitten'. Op grond van deze overwegingen zullen complexere modellen niet meer worden getoetst.¹¹ Model 7 blijft te verkiezen boven model 11.

Model 12: uniforme structurele verschillen plus lineariteit

Men kan zich ook nog afvragen of de bevindingen op basis van modellen die uitgaan van de werkelijke randtotalen (en daarmee van een ongelijke opleidingsstructuur voor mannen en vrouwen), stand houden indien wordt uitgegaan van voorspellingen over de ongelijkheid van opleidingsstructuren. Een voordeel hiervan is een geringer verlies aan vrijheidsgraden. Voor dit doel kan men model 3 voor uniforme structurele verschillen combineren met het lineaire model 7. Dit geschiedt in model 12. Dit model gaat uit van voor mannen en vrouwen verschillende randverdelingen die vaste verhoudingen vertonen, en kent tegelijkertijd kansdichtheden aan cellen toe die rechtevenredig zijn met het aantal stappen dat ze van de hoofddiagonaal zijn verwijderd. Model 12 blijkt voor 1971 goed op de data te passen, voor 1959 bijna goed, en voor 1977 minder goed. Voor $vg = 10$ is bij $p < .01$ de kritieke G^2 -waarde 23. De G^2 -waarden voor 1959, 1971 en 1977 zijn respectievelijk 24, 21 en 38. Over het geheel genomen, past model 12 dus iets minder goed op de gegevens dan model 7. De parameters voor uniforme structurele verschillen in deze jaren zijn nu 1.95, 1.41 en 1.41. De parameters van model 12 zijn dus hoger dan die voor model 7, maar hun verloop in de tijd is min of meer hetzelfde. Een overeenkomstige conclusie geldt voor de parameter voor de afname van kansdichtheden met het aantal stappen dat een cel van de hoofddiagonaal is verwijderd. Deze zijn volgens model 12 voor de drie jaren respectievelijk .34, .45 en .43 en verschillen nauwelijks van de vergelijkbare parameters van model 7. De keuze van model 7 kan gehandhaafd blijven.

5. Conclusies

De analyse van de tabellen met het opleidingsniveau bij huwelijkspartners in de jaren 1959, 1971 en 1977 leidt samenvattend tot de volgende conclusies:

a. Wanneer de gevolgen van de uiteenlopende opleidingsstructuur voor mannen en vrouwen en van veranderingen in deze structuren niet worden uitgeschakeld, daalt tussen 1959 en 1977 het percentage huwelijken waarin de partners hetzelfde onderwijsniveau hebben. Deze daling vindt zowel plaats tussen 1959 en 1971 als tussen 1971 en 1977.

b. De opleidingsstructuren voor mannen en vrouwen zijn tussen 1959 en 1977 naar elkaar toegegroeid. Met name in de twee middelste onderwijscategorieën, te weten het uitgebreid lager en het middelbaar onderwijsniveau, is het aantal vrouwen in vergelijking tot het aantal mannen toegenomen. Wor-

den de afzonderlijke tijdvakken bezien, dan beperkt deze tendens zich tot de periode tussen 1959 en 1971. Na 1971 lijkt er een stabilisatie op te zijn getreden. Door deze ontwikkeling is het percentage huwelijken, waarbij de partners 'noodgedwongen' in opleidingsniveau verschillen, tussen 1959 en 1971 gedaald, en tussen 1971 en 1977 nauwelijks veranderd.

c. Van een volledig gelijk zijn van de onderwijsstructuur bij mannen en vrouwen is ook in 1977 nog geen sprake. Voor vrouwen geldt dat zij zijn oververtegenwoordigd in de twee laagste onderwijscategorieën; voor mannen geldt een oververtegenwoordiging in de twee hoogste onderwijscategorieën. Dit betekent dat er nog altijd huwelijken zijn waarin het opleidingsniveau van de beide partners noodgedwongen verschilt. Bij deze huwelijken is het opleidingsniveau van de man hoger dan dat van de vrouw.

d. Schakelt men de gevolgen van de uiteenlopende opleidingsstructuren voor mannen en vrouwen en van veranderingen daarin uit, dan wordt er in 1977 meer 'vrijwillig' buiten het eigen onderwijsniveau getrouwd dan in 1959. In de eerste plaats blijkt dit uit het geringer voorkomen van huwelijken die oorspronkelijk de sterkste oververtegenwoordiging lieten zien. Dit waren de huwelijken waarin beide partners tot de laagste onderwijscategorie (lagere school, onvoltooide MAVO, e.d.), dan wel tot de hoogste onderwijscategorie (hoger beroepsonderwijs, universiteit e.d.) behoren. In de tweede plaats daalt over de gehele linie, en niet alleen bij de twee bovenstaande typen, de oververtegenwoordiging van huwelijken waarin man en vrouw hetzelfde onderwijsniveau hebben. Ten derde komen er onder de huwelijken tussen personen met uiteenlopende opleidingsniveaus vaker verbintenissen voor waarin de partners meer dan één opleidingsniveau verschillen. De geconstateerde bevindingen hebben in het bijzonder betrekking op de periode tussen 1959 en 1971. Tussen 1971 en 1977 zijn er geen duidelijke veranderingen waar te nemen.

e. De gevolgen van veranderingen in opleidingsstructuren uitschakelend, zijn ook in 1977 de huwelijken waarin de partners een gelijk onderwijsniveau hebben nog altijd oververtegenwoordigd. Deze oververtegenwoordiging is het sterkst bij huwelijken waar beide partners behoren tot het laagste, dan wel de hoogste van de vier onderwijscategorieën. Net als in de jaren 1959 en 1971 geldt in 1977 dat naarmate personen meer in opleidingsniveau verschillen, het aantal huwelijken tussen hen afneemt.

Met deze conclusies worden de bevindingen van Ganzeboom en De Graaf

grotendeels ondersteund. Het meer open worden van de Nederlandse samenleving beperkt zich niet tot de beroepen waarin men werkzaam is, doch blijkt ook uit het feit dat er meer buiten het eigen onderwijsniveau wordt getrouwd. Ook na uitschakeling van de gevolgen van voor mannen en vrouwen uiteenlopende onderwijsstructuren is het verband tussen het opleidingsniveau van de echtgenoot en echtgenote in de hedendaagse Nederlandse maatschappij zwakker dan aan het eind van de jaren vijftig. Of deze trend zich in de toekomst zal doorzetten lijkt, gelet op de bevindingen voor het tijdvak 1971-1977, twijfelachtig. Deze laatste bevindingen zouden een bevestiging kunnen zijn voor Ellemers' veronderstelling dat in Nederland in de jaren zeventig 'de verandering stroever wordt' (Ellemers, 1977). Met betrekking tot de conclusies voor de periode 1971-1977 moet echter een belangrijk voorbehoud gemaakt worden op grond van de geringere vergelijkbaarheid van de gegevens. De data voor 1959 en 1971 zijn volkstellingsgegevens en direct vergelijkbaar. De gegevens uit 1977 zijn afkomstig uit enquête-onderzoek en moesten worden omgecodeerd. Wellicht biedt toekomstig onderzoek hier uitsluitsel.

Noten

1. Voor een overzicht van de literatuur en theorievorming met betrekking tot processen van partnersselectie, zie De Hoog, 1982. In dit werk wordt in het bijzonder ingegaan op sociologische en psychologische aspecten van partnerkeuze.
2. In een nog niet verschenen artikel (W.C. Ultee, 'Structural and circulation mobility in nine EC-countries, a theoretical log-linear analysis'), zijn onafhankelijke variabelen als technische ontwikkeling en politieke kleur van de regering wel gemeten en zijn deze maten gecorrigeerd met maten voor structurele en circulatiemobiliteit.
3. Terwijl de gegevens uit de volkstellingen van 1959 en 1971 betrekking hebben op alle op dat tijdstip daadwerkelijk gehuwde paren, zijn bij het CBS-leefsituatie-onderzoek gehuwden en ongehuwd samenwonenden samengegroeid. Waar in dit artikel gesproken wordt over gehuwden of huwelijkspartners, worden met betrekking tot 1977 tevens de niet-gehuwd samenwonenden bedoeld.
4. Bijzondere dank komt toe aan Nan Dirk de Graaf voor het hercoderen van de onderwijsgegevens uit het CBS-leefsituatiesurvey 1977 naar de door De Hoog toegepaste onderwijsindeling in vier niveaus. De gegevens voor 1977 zijn door het CBS ter beschikking gesteld aan het Steinmetzarchief. Informatie over de datadefinitie van dit CBS-materiaal werd geleverd door Christine Jol.
5. Strikt genomen wordt hier uitgegaan van een vereenvoudigde situatie waarbij iedereen ook werkelijk zou willen trouwen of samenwonen. In de praktijk wordt dit beeld verstoord, omdat een bepaald percentage mannen en vrouwen om welke reden dan ook niet in de markt is voor een (huwelijks)relatie.
6. Onderhavige toepassing van loglineaire analyse gaf aanleiding tot minstens twee mogelijke technische kwesties die niet geheel opgehelderd zijn. De eerste betreft het gebruik van para-

meters van modellen die niet goed passen. Enerzijds kan men zeggen dat ze niet gebruikt moeten worden juist omdat het model niet past. Anderzijds kan men zeggen dat men toch ook ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten gebruikt als het regressiemodel geen bijzonder hoge multipale correlatiecoëfficiënten oplevert. Natuurlijk moet een definitieve interpretatie berusten op de parameters van het model dat het minst slecht past. Maar voor deze interpretatie kan een vergelijking met parameters van minder goed passende modellen nuttig zijn. Ten tweede. In de technische literatuur wordt heel duidelijk gesteld dat de parameters van loglineaire modellen vrij zijn van gevolgen van verschillen tussen de randverdelingen van één tabel. Stel nu dat men uitgaat van een tabel waarin de randverdelingen identiek zijn en van een andere tabel waarin ze dat ook zijn, maar verschillen van die van de eerste tabel. In de literatuur wordt minder uitdrukkelijk gezegd dat men de parameters van deze modellen ook mag vergelijken. Men kan wel zelf beredeneren dat dit is toegestaan. Een dergelijke redenering is overeenkomstig met de gangbare redenering voor het uitschakelen van effecten van het uiteenlopen van randverdelingen in één tabel. Tenslotte zij opgemerkt dat bij de hier gerapporteerde loglineaire analyse van gegevens gebruik is gemaakt van het statistisch pakket GLIM (Baker en Nelder, 1978). Een listing van de gemaakte analyses wordt op verzoek toegezonden. Wanneer in de tekst modelparameters zijn vermeld, zijn dit niet de door GLIM gegeven waarden, maar hun gemakkelijker interpreteerbare exponentiële.

7. Deze vaste verhoudingen tussen de randverdelingen voor mannen en vrouwen kan men zich als volgt voorstellen. Deel voor een jaar het volgens het model voorkomende percentage mannen met een bepaald onderwijsniveau door het volgens het model voorkomend percentage mannen met een opleiding die één niveau lager is. Bereken deze breuk ook voor vrouwen. Deel daarna de breuk voor mannen door die voor vrouwen. Welk onderwijsniveau men ook als uitgangspunt kiest, de uitkomst van deze deling zal steeds dezelfde zijn.
8. Een bewijs hiervoor is geleverd door Albert Verbeek in het stafseminar 'Theorieën van sociale stratificatie en analyse van mobiliteitstabellen'.
9. Een hypothese over de keuze van huwelijkspartners die tegengesteld is aan deze 'soort zoekt soort'-hypothese zou zijn dat juist uitersten elkaar aantrekken. Voor een aantal persoonlijkheidskenmerken is deze hypothese onderzocht door Winch, Ktsanes en Ktsanes, waarbij zij tot de conclusie komen dat de behoeften bij huwelijkspartners elkaar inderdaad aanvullen (Winch, Ktsanes en Ktsanes, 1954). Voor de variabele onderwijsniveau lijkt deze theorie minder voor de hand liggend, zoals Winch, Ktsanes en Ktsanes zelf al aangeven, gelet op het hoge percentage homogame huwelijken.
10. Een vergelijking van de modellen van gelijke associatie voor 1971 en 1977 leert, dat er statistisch significante verschillen zijn.
11. Men zou nog wel, vooral voor 1959, de I/I-cel buiten beschouwing kunnen laten. Blokkeert men voor dit jaar die cel, dan blijkt de G^2 voor het model van statistische onafhankelijkheid bij gegeven marginalen 70 ($vg = 8$) te bedragen. Deze G^2 is inderdaad beduidend lager. Het lineaire model geeft een G^2 van 19, wat geen aanzienlijke reductie is. Overigens kan men het nut van blokkering van de I/I-cel betwifelen. Er is niets kunstmatig aan de hoge frequentie van deze cel. Tevens zou men, juist door de toepassing van loglineaire modellen, de plafond- en vloereffecten bij tabelanalyse, kunnen vermijden.

Literatuur

Baker, R.J. en J.A. Nelder, *The GLIM System: release 3*, Oxford, 1978.

- Bishop, Y.M.M., S.E. Fienberg en P.W. Holland, *Discrete Multivariate Analysis: Theory and Practice*, Cambridge, Mass., 1975.
- Blau, P.M. en O.D. Duncan, *The american occupational structure*, New York, 1967.
- Dessens, J. en W. Jansen, 'Causal Analysis of Data from Surveys: Goodman's procedure', *Quality and Quantity*, 12, (1978), p. 331-356.
- Dijkstra, L., 'Het schatten en toetsen van een kruistabel onder loglineaire modelassumpties', *Mens en Maatschappij*, 57 (1982), p. 267-289.
- Ellemers, J.E., 'De verandering wordt stroever. De Nederlandse maatschappij aan het eind van de jaren zeventig', *Hollands Maandblad*, 20 (1977), 377 (april) p. 3-16.
- Featherman, D.L. en R.M. Hauser, *Opportunity and Change*, New York, 1978.
- Fienberg, S.W., *The Analysis of Cross-Classified Data*, Cambridge, Mass., 1977.
- Ganzeboom, H. en P. de Graaf, 'Beroepsmobiliteit tussen generaties in Nederland in 1954 en 1977', *Mens en Maatschappij*, 58 (1983), p. 28-52.
- Goldthorpe, J.H. (in samenwerking met C. Llewellyn en C. Payne), *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, Oxford, 1980.
- Hoog, C. de, *Wederzijdse kenmerken van huwelijkspartners*, 's-Gravenhage, 1979.
- Hoog, C. de, *Partnerselectie bij huwelijkssluiting in Nederland*, Wageningen, 1982.
- Hope, K., 'Levels and Ladders: the Winconsin-Oxford debate on mobility analysis', *manuscript*, Oxford, 1980.
- Hope, K., 'Vertical and non-vertical class mobility in three countries', *American Sociological Review*, 47 (1982), p. 99-113.
- Knoke, D. en P.J. Burke, 'Log-linear models', *Sage University Paper series on Quantitative Applications in the Social Sciences*, Beverly Hills, 1980.
- Lenski, G., *Power and Privilege*, New York, 1966.
- Thurlings, J.M.G., 'Sociologen over ongelijkheid', *Sociale Wetenschappen*, 24 (1980), p. 158-180.
- Tulder, J.J.M. van, 'Het sociaal gemengd huwen', p. 92-100 in: *Onderzocht en Overdacht* (boekaflevering Mens en Maatschappij), Rotterdam, 1972.
- Weber, M., *Wirtschaft und Gesellschaft*. Tübingen, 1972 (oorspr. 1921).
- Winch, R.F., Th. Ktsanes en V. Ktsanes, 'The theory of complementary needs in mate selection: an analytic and descriptive study', *American Sociological Review*, 19 (1954), p. 241-249.

Mededeling

In het artikel 'Cultuur als verwerking van informatie of verwerving van status . . .' in *Mens en Maatschappij* (1982, 4) staat een onjuistheid. Blz. 353 vermeldt dat het onderzoek van Valkman (1976) naar het publiek van het Rijksmuseum ' . . . niet één (tabel bevat) die . . . de opleidingsverdeling van de publieksgroep vermeldt'. Valkmans verslag bevat deze tabel wel, nl. op blz. 114. Vergelijkt men deze met de opleidingsverdeling van de Nederlandse bevolking, dan blijkt dat hoger opgeleiden (middelbare school en hoger) met een factor 2 oververtegenwoordigd zijn en lager opgeleiden (alleen lager onderwijs) met een factor 6 ondervertegenwoordigd. Er valt moeilijk in te zien waarom men dan van een 'niet-elitair publiek' zou spreken, zoals Valkman doet.

H. Ganzeboom