

# Beroepsmobiliteit tussen generaties in Nederland in 1954 en 1977

H. Ganzeboom en P. de Graaf\*

## Summary

*Van Tulder's classical investigation of intergenerational occupational mobility in the Netherlands in 1954 is replicated with 1977 data. The two tables are analysed following Hope's suggestions 1. to construct a 'halfway'-model and use it as a baseline, 2. to model structural mobility with a uniform shift parameter, and 3. to model circulation mobility with a linear distance parameter. In this way ordinal information about status categories is incorporated in the model. Results are simple: 1. about half of the structural mobility can be modeled by the vertical shift parameter; 2. nearly all of the circulation mobility can be modeled by the linear distance parameter; 3. structural mobility is considerably larger in 1977 than in 1954; however, its uniform part is almost the same in the two years; 4. circulation mobility has also grown over the years, which contrasts with the well-known result of Hauser for the United States.*

## 1. Inleiding

Sinds lange tijd is in de sociologie het probleem gesteld hoe en in welke mate sociale ongelijkheid van de ene op de andere generatie wordt overgedragen

\* De auteurs zijn verbonden aan de Vakgroep Theorie en Methodologie van de Sociologie, Heidelberglaan 2 te Utrecht. De gerapporteerde analyse is uitgevoerd in het kader van het stafseminar 'Theorieën van sociale stratificatie en analyse van mobiliteitstabellen'. Het onderwerp van dit seminar houdt verband met het langlopend onderzoeksproject 'Problemen van sociale stratificatie en structureel-individualistische theorieën', dat wordt uitgevoerd onder leiding van Wout C. Ultee. We danken de deelnemers aan het seminar voor hun bijdragen. Bijzondere dank komt toe aan Nan Dirk de Graaf voor het maken voor de eerste hercodering van de CBS-gegevens naar de indeling van Van Tulder. De gegevens over 1977 zijn via het Steinmetz-archief ter beschikking gesteld door het Centraal Bureau voor de Statistiek. Christine Jol (CBS) leverde waardevolle informatie over de datadefinitie. Een listing van de gemaakte analyse wordt op aanvraag toegezonden. Marjolein Smithuis maakte de grafieken.

(voor een overzicht: Heath, 1981). Overdracht van beroepen en het daaraan verbonden prestige staat bij deze vraagstelling centraal. In hoeverre is er in een samenleving sprake van openheid of geslotenheid van beroepen? In het bijzonder: in welke mate en op welke manier is het beroep van een zoon afhankelijk van dat van zijn vader?' Vergelijkingen kunnen gemaakt worden tussen samenlevingen (Lipset & Bendix, 1959; Heath, 1981; Hope, 1982), of tussen verschillende tijdstippen binnen één samenleving (Featherman & Hauser, 1978). De vaak impliciete theoretische achtergrond wordt gevormd door de functionalistische hypothese dat in modernere samenlevingen 'ascription' steeds meer vervangen wordt door 'achievement'. Gecombineerd met de veronderstelling dat er geen verband bestaat tussen het beroep van de vader en functioneel vereiste eigenschappen van de zoon, leidt dit tot de verwachting dat in modernere samenlevingen de samenhang tussen het beroep van de vader en dat van de zoon geringer zal zijn.

De klassieke wijze om beroepsmobiliteit te bestuderen, bestaat uit analyse van de mobiliteitstabel. Hierin worden beroepen van vaders en zonen op vergelijkbare wijze in een beperkt aantal, identieke beroepscategorieën gecodeerd en getabelleerd. De traditionele technieken van tabelanalyse zijn sinds het verschijnen van de monografie van Featherman & Hauser (1978) in hoog tempo vervangen door uiteenlopende versies van loglineaire analyse. Hierbij is een levendige discussie ontstaan over de waarde van verschillende modelstructuren (Hauser, 1979, 1981; Hope, 1980, 1981; MacDonald, 1981; Goodman, 1979a, 1979b; Duncan, 1979).

In dit artikel wordt met behulp van secundair geanalyseerde gegevens de vraag beantwoord hoe in Nederland beroepsmobiliteit tussen generaties (van volwassen, mannelijke, werkzame beroepsbevolking) eruit zag in 1954 en 1977. Voorts wordt gedemonstreerd hoe met behulp van loglineaire modellen een precies antwoord op deze vraag gegeven kan worden.

## 2. De gegevens

De klassieke mobiliteitsstudie over Nederland is verricht door Van Tulder (1962). In 1954 liet hij een steekproef van zo'n 2 500 werkende mannen van 18 jaar en ouder ondervragen. Van Tulder heeft de door de ondervraagden opgegeven beroepen laten coderen op een door hemzelf in een vooronderzoek opgestelde beroepsprestigeschaal. Deze werd door hem in 6 categorieën<sup>2</sup> ingedeeld (p. 22)<sup>3</sup>:

VI : hoofdzakelijk vrije en academische beroepen, directeuren van grote ondernemingen, leraren MO, zeer hoge ambtenaren;

- V : hoofdzakelijk hoge employees, directeuren kleine ondernemingen, hoofdambtenaren, grote landbouwers en tuinders, middelbare technici;
- IV : hoofdzakelijk grote tot middelgrote oude en nieuwe middenstand, ambtenaren middenpositie, middelgrote landbouwers en tuinders, middelbare employees;
- III : hoofdzakelijk kleine oude en nieuwe middenstand, geschoolde arbeiders, kleine landbouwers en tuinders, kantoorbedienden, lage employees, lage ambtenaren;
- II : hoofdzakelijk geoefende arbeiders, lagere beambten;
- I : hoofdzakelijk ongeefende arbeiders.

Naast deze categorie-omschrijving geeft het verslag van Van Tulder in de bijlage<sup>4</sup> een opsomming van 217 beroepen met hun categorie-indeling. Inlichtingen hebben geleerd<sup>5</sup> dat de oorspronkelijke gegevens uit het onderzoek van Van Tulder verdwenen zijn, en dat het verslag alle informatie is die ter beschikking staat over beroepsmobiliteit tussen generaties in Nederland enige decennia geleden.

Gelukkig is het met deze informatie goed mogelijk dezelfde coderingen toe te passen bij andere bestanden. Geschikte gegevens zijn verzameld in het CBS-Leefsituatie-onderzoek (LSO) 1977. De beroepen van de ondervraagden en hun vaders zijn daarin gecodeerd volgens de 4-cijferige beroepenclassificatie van het CBS (z.j.). Deze codering is door ons teruggebracht tot de indeling in 6 categorieën van Van Tulder. De werkwijze daarbij was dat twee beoordelaars in onderling overleg de samenhang tussen de twee codeersystemen vastlegden. Voor beroepen die in 1977 werden aangetroffen, maar niet in 1954, werd een code gekozen op gelijkenis met de wel genoemde beroepen.<sup>6</sup>

### 3. Tabelanalyse

*Tabel 1* geeft een overzicht van de gegevens uit 1954 (N = 2 355), zoals ontleend aan Van Tulder (tabel D-24) en uit 1977 (N = 1 279), zoals door ons geconstrueerd uit het LSO-1977. De verdelingen in beide jaren kunnen als volgt worden samengevat:

	1954 (in %)	1977 (in %)
immobiel	41.1	33.9
mobiel	58.9	66.1
gestegen	32.7	43.6
waarvan 1 stap omhoog	20.4	23.1
waarvan 2 stappen omhoog	9.6	12.3
waarvan 3 of meer stappen omhoog	2.7	8.3
gedaald	26.3	22.6
waarvan 1 stap omlaag	18.4	15.4
waarvan 2 stappen omlaag	6.5	5.6
waarvan 3 of meer stappen omlaag	1.2	1.6

Het aantal mobielen in de Nederlandse samenleving blijkt tussen 1954 en 1977 toegenomen. In beide jaren zijn er meer gestegenen dan gedaalden. Het zou niet juist zijn uit deze cijfers zonder meer te concluderen dat de Nederlandse samenleving tussen 1954 en 1977 opener is geworden. De berekende maten zijn afhankelijk van de randverdelingen van de tabel. In een tabel kunnen de waarnemingen alleen maar allemaal op de diagonaal (de immo-

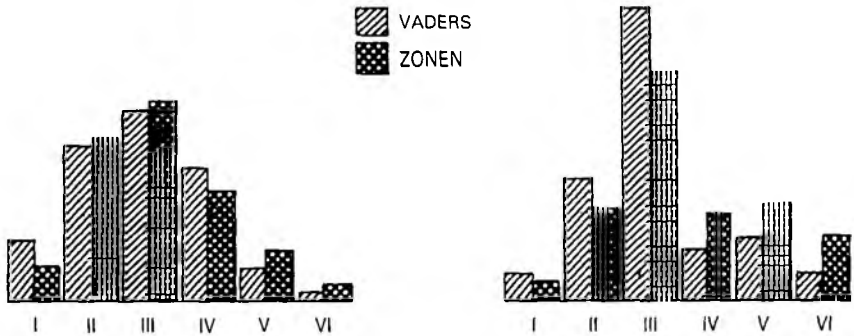
Tabel 1. Beroepen van vaders en zonen in 1954 en 1977, absoluut en relatief

1954								1977													
ZONEN								ZONEN													
	I	II	III	IV	V	VI		I	II	III	IV	V	VI		I	II	III	IV	V	VI	
V I	52	106	73	20	7	0	258	V I	6	15	24	7	2	5	59						
A II	60	288	182	72	17	3	622	A II	13	65	125	29	32	13	277						
D III	44	165	353	125	66	16	769	D III	20	102	277	106	91	47	643						
E IV	20	76	168	211	48	14	537	E IV	3	19	40	17	18	13	110						
R V	1	10	28	33	49	20	141	R V	5	4	26	21	43	31	130						
S VI	0	0	2	5	7	14	28	S VI	0	0	8	6	21	25	60						
	177	645	806	466	194	67	2355		47	205	500	186	207	134	1279						
V I	2.2	4.5	3.1	.8	.3	0	11.0	V I	.5	1.2	1.9	.5	.2	.4	4.6						
A II	2.5	12.2	7.7	3.1	.7	.1	26.4	A II	1.0	5.1	9.8	2.3	2.5	1.0	21.7						
D III	1.9	7.0	15.0	5.3	2.8	.6	32.7	D III	1.6	8.0	21.7	8.3	7.1	3.7	50.3						
E IV	.8	3.2	7.1	9.0	2.0	.6	22.8	E IV	.2	1.5	3.1	1.3	1.4	1.0	8.6						
R V	.0	.4	1.2	1.4	2.1	.8	6.0	R V	.4	.3	2.0	1.6	3.4	2.4	10.2						
S VI	0	0	.0	.2	.3	.6	1.2	S VI	0	0	.6	.5	1.6	1.9	4.7						
	7.5	27.4	34.2	19.8	8.2	2.8	100		3.7	16.0	39.1	14.5	16.2	10.5	100						

Figuur 1. Beroepsprestigeverdelingen van vaders en zonen in 1954 en 1977

1954

1977



bielen) vallen, als de twee randverdelingen gelijk zijn. Naarmate deze ongelijker zijn, moeten er meer waarnemingen buiten de diagonaal van de immobielen vallen. *Figuur 1* laat zien dat in 1954 er minder verschillen tussen de beroepsstructuren van vaders en zonen waren dan in 1977. Met andere woorden: de kans dat een zoon in dezelfde beroeps categorie als zijn vader terecht komt, was in 1977 kleiner dan in 1954. In beide jaren zijn vooral de hogere beroeps categorieën van de zonen groter dan die van de vaders, zodat er dus wel meer gestegen dan gedaalden moeten zijn.

Mobiliteit ten gevolge van veranderingen van beroepsstructuren noemt men structurele (ook: minimale of gedwongen) mobiliteit. Niet-structurele mobiliteit wordt circulatie- (of uitwisselings) mobiliteit genoemd. Structurele mobiliteit kan men zien als het resultaat van externe (bijv. technologische) factoren. Wanneer men zich de vraag stelt in welke mate een samenleving open is, dat wil zeggen in welke mate het beroep van de zoon afhangt van dat van de vader, is de structurele mobiliteit een minder interessante grootheid. Belangrijker is de circulatiemobiliteit: in welke mate wordt, gegeven de structurele mobiliteit, het beroep van de zoon bepaald door dat van zijn vader? Het isoleren van het effect van veranderingen van randverdelingen van dat van circulatiemobiliteit is dan ook een belangrijk vraagstuk bij analyse van mobiliteitstabellen.

Overigens is de vraag naar de circulatiemobiliteit vooral van betekenis vanuit de vraag naar de openheid van een samenleving. Voor andere problemen (bijv.: hoe sterk is een samenleving wat betreft haar beroepsstructuur veranderd?) is vooral de structurele mobiliteit van belang.

Er bestaat een eenvoudige manier om structurele mobiliteit te kwantificeren. De totale hoeveelheid mensen die ten opzichte van hun vaders van beroep moet veranderen, gezien de randverdelingen van de tabel, is te berekenen als de som van de absolute verschillen van de vaders en zonen in overeenkomstige beroeps categorieën. Deze maat voor structurele mobiliteit bedraagt:

1954 (in %)	1977 (in %)
12.9	35.5

Het zou echter niet juist zijn om de circulatiemobiliteit in beide jaren af te meten aan het verschil tussen het percentage mobiele en het percentage structureel mobiele (1954:  $58.9 - 12.9 = 46.0$ ; 1977:  $66.1 - 35.5 = 30.6$ ), ook niet wanneer deze percentages genormeerd worden op het totaal aantal mobiele:  $46.0/58.9 = 78.1$ ,  $30.6/66.1 = 46.9$ . Deze benadering geeft weliswaar aan *hoeveel* mensen mobiel zijn om andere redenen dan verandering van de beroepsstructuur, maar houdt geen rekening met de *mate* waarin ze mobiel zijn. Volgens deze berekeningen zou de circulatiemobiliteit in 1977 kleiner zijn dan in 1954. In het volgende zullen we zien dat juist het omgekeerde het geval is.

#### 4. Loglineaire analyse

Een nauwkeuriger manier om mobiliteitstabellen in sociologisch relevante componenten uiteen te leggen en met elkaar te vergelijken is loglineaire analyse.

##### *Loglineaire modellen*

Zoals bekend (Fienberg, 1977; Hauser, 1979) kunnen tabelfrequenties gemodelleerd worden als:

$$F_{ij} = A * R_i * K_j * C_{ij} \quad (A)$$

De frequentie in de cel (i,j) in een vierkante I\*J-tabel wordt beschreven als het produkt van een overall-effect A, een rij-effect  $R_i$ , een kolom-effect  $K_j$  en het cel- of associatie-effect  $C_{ij}$ . Vergelijkingen van type (A) zijn niet geïdentificeerd, en kunnen worden opgelost door de invoering van restricties:

$$\prod_i (R_i) = \prod_j (K_j) = \prod_i (C_{ij}) = \prod_j (C_{ij}) = 1 \quad (A.a)$$

Het hoofdeffect A wordt zo bepaald dat de  $\sum_{ij} (F_{ij}) = N$  juist gereproduceerd wordt.

Er is 1 parameter voor het hoofdeffect A, I-1 niet-redundante parameters  $R_i$ , J-1 niet-redundante parameters  $K_j$  en (I-1).(J-1) niet-redundante parameters  $C_{ij}$ . Het totaal aantal mogelijke parameters is dus  $1 + (I-1) + (J-1) + (I-1).(J-1) = I.J$ , evenveel als het aantal onafhankelijke frequenties  $f_{ij}$ , ofwel het aantal vrijheidsgraden. De parameters  $R_i$ ,  $K_j$  en  $C_{ij}$  kunnen door de invoering van restricties geïnterpreteerd worden als relatieve frequenties. Een effect groter dan 1 wil zeggen dat de frequentie in de betreffende rij, kolom of cel groter is dan gemiddeld, een effect kleiner dan 1 het omgekeerde.

Een alternatieve verzameling restricties om (A) identificeerbaar te maken is:

$$R_1 = K_1 = C_{1j} = C_{i1} = 1 \quad (\text{A.b})$$

Het hoofdeffect A wordt weer zo bepaald dat  $R_i$ ,  $K_j$  en  $C_{ij}$  geïnterpreteerd kunnen worden als relatieve frequenties, maar nu ten opzichte van de dichtheid in de eerste rij, kolom, respectievelijk cel. Een effect groter dan 1 wil weer zeggen dat de betreffende frequentie zoveel maal groter is dan in de eerste rij, kolom, respectievelijk cel.

De restricties (A.a) worden het meest gebruikt (bijv. in het programmapakket ECTA) en geven een model analoog aan dat van variantie-analyse. De restricties (A.b) worden toegepast in het – door ons gebruikte – programmapakket GLIM (Baker & Nelder, 1978) en leveren een model op analoog aan dat van regressie met dummy-variabelen, waarbij de eerste rij, kolom of cel als ‘referentiecategorie’ optreedt. Door een handige keuze van het referentiepunt komt men tot gemakkelijk interpreteerbare parameters. Modellen met restricties (A.a) en (A.b) zijn equivalent: ze resulteren in precies dezelfde  $F_{ij}$ .

Zoals bij meerdere regressievergelijkingen kunnen effecten partieel worden geïnterpreteerd: een parameter  $C_{ij}$  geeft de associatie in cel (i,j) weer, gegeven de daarin uit de effecten A,  $R_i$  en  $K_j$  te verwachten frequentie. Bij de analyse zijn de ‘hoofd’- of randverdelingseffecten A,  $R_i$  en  $K_j$  vaak niet belangwekkend. Deze hebben slechts als functie de randverdelingen te reproduceren. Datgene wat doorgaans van belang is in een kruistabel, de aard van de associatie, wordt weergegeven door de parameters  $C_{ij}$ . Analyse van mobiliteitstabellen onderscheidt zich doordat er wél belangstelling bestaat voor de randverdelingseffecten. Deze zijn bepalend voor het onderscheid tussen structurele en circulatiemobiliteit.

Om vergelijkingen van het type (A) op te lossen worden eerst logaritmes

genomen, om van een multiplicatieve vorm in een additief equivalent over te gaan. Het model is dan loglineair, dat wil zeggen dat het lineair is voor de logaritme van de frequenties. Er is evenwel geen reden om aan de parameters van het loglineaire model de voorkeur te geven boven die van het multiplicatieve model. Deze laatste zijn goed interpreteerbaar.

Formule (A) geeft het verzadigd model, dat wil zeggen dat alle mogelijke parameters zijn geschat en de verwachte frequenties  $F_{ij}$  gelijk zijn aan de werkelijke frequenties  $f_{ij}$ . De bedoeling van modellen is evenwel gelegen in het geven van een vereenvoudigde voorstelling van de oorspronkelijke gegevens. Er worden daartoe extra restricties aan de  $C_{ij}$  opgelegd. De parameters worden zo bepaald dat het verschil tussen de verwachte frequenties  $F_{ij}$  en de werkelijke frequenties  $f_{ij}$  minimaal is. Met behulp van  $\chi^2$ -toetsen kan de mate waarin een model bij de gegevens past statistisch worden geëvalueerd. Voor schatting van de effecten bestaan verschillende methoden, waarvan maximum likelihood schatting het meest prominent is. Hierin worden de parameters zo gekozen dat de functie  $G^2 = 2 * \sum_{ij} (f_{ij} * \ln(f_{ij}/F_{ij}))$  minimaal is.  $G^2$  (de *likelihood ratio* toets) is asymptotisch (bij grote aantallen) verdeeld als  $\chi^2$ .

### *Hope en Wisconsin*

Modellen die door Featherman & Hauser (1978) en Hauser (1979) (onderzoekers die werkzaam zijn in Madison, Wisconsin) worden gebruikt voor de analyse van mobiliteitstabellen zijn:

$$F_{ij} = A * V_i * Z_j * H_k \quad [k \in i,j; \prod_k (H_k) = 1]$$

De associatieparameters  $H_k$  krijgen een zogenoemde niveauspecificatie. De procedure bestaat eruit dat op basis van de parameters  $C_{ij}$  uit het verzadigd model en trial-and-error de cellen  $(i,j)$  worden ingedeeld naar een zo klein mogelijk aantal niveaus van frequentiedichtheid. Er worden  $k$  niveaus onderscheiden, waarbij de niveau-effecten  $H_k$  weer gestandaardiseerd worden met de restrictie  $\prod_k (H_k) = 1$ . Hoe groot  $k$  is (hoeveel niveaus van frequentie-

dichtheid er zijn) en tot welk niveau een bepaalde cel  $(i,j)$  gerekend wordt, is een kwestie van zoeken, en net zo lang proberen tot een model wordt gevonden dat goed bij de gegevens past en eenvoudig interpreteerbaar is.

Deze procedure is bekritiseerd door de Engelse methodoloog Hope die de daarover ontstane discussie de Wisconsin/Oxford-discussie (Hauser, 1978, 1981; Hope, 1980, 1982; MacDonald, 1982) heeft gedoopt. Hope's algeme-



ne stelling is dat de Wisconsin-modellen atheoretisch zijn. Hij bepleit de in de tabellen aanwezige effecten in theoretisch interessante bestanddelen uiteen te leggen. De kritiek van Hope richt zich in het bijzonder op een drietal punten:

1. De Wisconsin-modellen veronachtzamen het bestaan van structurele mobiliteit (een sociologisch interessant bestanddeel van de tabel), en geven alleen een voorstelling van de circulatiemobiliteit.
2. Hope verwijt de Wisconsin-onderzoekers dat ze teveel aandacht schenken aan het vinden van een perfect bij de gegevens passend model. Een 'passend' model wordt door de keuze van voldoende niveaus en het heen en weer schuiven van cellen altijd gevonden. Op deze manier wordt gekapitaliseerd op toeval.
3. De Wisconsin-modellen maken geen gebruik van het (tenminste) ordinaal meetniveau van de beroepsprestigevariabelen.

De kritiek van Hope is op dit punt niet helemaal correct, omdat de Wisconsin-onderzoekers wel degelijk theoretische ideeën in hun modellen verwerken. Ze geven de associatieparameters  $H_k$  zoveel mogelijk een symmetrische structuur, dat wil zeggen dat cellen met een overeenkomstige positie onder en boven de diagonaal dezelfde frequentiedichtheid krijgen toegewezen. Aan diagonaalcellen wordt doorgaans een afzonderlijk niveau toegekend, hetgeen staat voor een relatief grote overerving van beroepsprestige van vader op zoon. Hauser (1981, p. 577) omschrijft zelf de achtergrond van de modelspecificaties als: '... models ... can be developed from such simple ideas as the clustering of observations on or near the main diagonal, (and) the randomness of destinations in long-distance mobility'.

Hope (1980) komt op deze punten met een voorstel ter verbetering.

1. Hij stelt voor structurele mobiliteit in de modellen op te nemen door als basis het zogenaamde 'halfway'-model te kiezen, waarin zowel structurele mobiliteit aanwezig is, als de circulatiemobiliteit perfect. Het 'halfway'-model wordt gedefinieerd door statistische onafhankelijkheid en homogene (= gelijke) randverdelingen. Vervolgens wordt aan de afwijking van deze fictieve verdelingen van vaders en zonen over beroeps categorieën van de werkelijke een modelstructuur gegeven.
2. Hij stelt voor de analyse niet te richten op het bereiken van een niet-significante  $G^2$ -waarde, maar liever de bijdrage van de mobiliteitscomponenten in de  $G^2$  te schatten.
3. Hij stelt voor gebruik te maken van het ordinale karakter van de beroepsprestigecategorieën.<sup>7</sup> Aan de associatieparameters wordt als restrictie op-

gelegd dat ze evenredig zijn met het aantal stappen tussen beroeps categorie van de vader en die van de zoon (of een monotone functie daarvan). Het model heeft dan als simpele interpretatie: hoe verder een cel van de diagonaal, hoe geringer de relatieve frequentie. Of: hoe groter de afstand tussen categorie van herkomst en de categorie van bestemming, des te kleiner de kans op mobiliteit tussen de twee.

In de navolgende analyse zullen we over het algemeen de door Hope voorgestelde werkwijze volgen. Op twee punten wijken we af:

- als sociologisch relevante componenten van mobiliteit beschouwen we niet, zoals Hope, de percentages verklaarde  $G^2$ , maar de parameters van het model. Het interpreteren van residuele  $G^2$ -waarden als mobiliteitscomponent leidt tot verkeerde conclusies;
- we geven, zoals Hope, een stapsgewijze opbouw van het model. Zoals bekend (o.m. uit regressie-analyse) kan het in het model opnemen van extra parameters de grootte van de overige beïnvloeden. De beste schatting voor parameters is een simultane, en deze zal ter afsluiting worden besproken.

## 5. Beroepsmobiliteit 1954-1977: drie globale modellen

Tabel 2 geeft een reeks van loglineaire modellen voor de twee mobiliteitstabellen. Teneinde de  $G^2$ -waarden van de tabellen volledig vergelijkbaar te maken, zijn de beide tabellen teruggebracht tot  $N = 1\,279$ .<sup>8</sup> Achtereenvolgens zijn aangegeven: een indicatienummer voor het model, de bijbehorende vrijheidsgraden, de residuele  $G^2$ -waarden, de residuele  $G^2$ -waarden gepercenteerd<sup>9</sup> op een basismodel, een omschrijving van het model. In de kolommen van  $G^2$ -waarden staan zowel de waarden van de beide tabellen afzonderlijk als voor de gezamenlijke door hen gevormde verdeling vermeld.

Voordat we overgaan tot inhoudelijke modellen voor de frequenties uit tabel 1, geven we drie globale modellen: statistische onafhankelijkheid (perfecte mobiliteit), gelijke associatie en symmetrische associatie.

### *Statistische onafhankelijkheid per jaar*

In model (A.1) wordt alleen statistische onafhankelijkheid verondersteld tussen de verdelingen van vaders en zonen per jaar:

$$F_{ij} = A * V_i * Z_j \quad (A.1)$$

Tabel 2. Enige loglineaire modellen voor beroepsmobiliteit 1954/1977

model- nr.	vrijheids- graden		residuele G <sup>2</sup> -waarden			percentage verklaarde G <sup>2</sup>		hypothese
	54	77	54 + 77	54	77	54	77	
A.1	25	25	582	372	210			onafhankelijkheid (perfecte mobiliteit)
A.2		25	57					gelijke associatie in 1954 en 1977
A.3	10	10	29	23	6			quasi-symmetrische associatie
B.1	30	30	704	398	307	0	0	gelijke randverdelingen van vaders en zonen + onafhankelijkheid ( <i>halfway</i> )
B.2	29	29	621	390	231	2	25	B.1 + uniforme opwaartse mobiliteit
B.3	28	27	590	377	212	5	31	B.2 + niet-uniforme structurele mobiliteit, geselecteerde categorieën
B.4	27	26	86	38	48	90	84	B.3 + gelijke afstand tussen beroepscategorieën
C.1	27	26	352	184	169	54	45	B.3 + oververtegenwoordiging op diagonaal (immobiliteit)
C.2	26	25	72	38	34	90	89	B.4 + oververtegenwoordiging op diagonaal
C.3	27	26	119	76	44	81	86	B.3 + kwadratische afstand tussen beroepscategorieën (constante associatie)
C.4	23	22	62	29	32	93	90	B.3 + variabele afstand tussen beroepscategorieën

Het model (A.1) van statistische onafhankelijkheid wordt ook wel 'perfecte mobiliteit' genoemd en is uitgangspunt van de meeste mobiliteitsanalyses. Het staat voor de situatie dat er perfecte circulatiemobiliteit is: er bestaat geen relatie tussen beroepen van zonen en vaders. Over structurele mobiliteit zegt dit model niets. De residuele G<sup>2</sup> geeft aan dat dit model zeer slecht bij de gegevens past. In 1977 past het overigens relatief beter dan in 1954.

### *Gelijke associatie in 1954 en 1977*

Met model (A.2) komen we tot de centrale vraag van de analyse: is er, gegeven het verschil in structurele mobiliteit tussen 1954 en 1977, nog verschil in mobiliteitspatroon tussen de jaren? Een globale toets bestaat eruit voor overeenkomstige cellen uit de beide tabellen een overeenkomstige frequentiedichtheid te schatten, en de randverdelingen van vaders en zonen te reproduceren:

$$F_{ij} = A * V_i * Z_j * C_{ij}, \quad (\text{A.2})$$

waarin als extra restrictie geldt  $C_{ij,54} = C_{ij,77}$ .

Dit levert een residuele  $G^2$  van 57, bij 25 vrijheidsgraden zeer significant. In vergelijking met het residu van het model van perfecte mobiliteit (A.1) is het 8.5%. Onze conclusie luidt dan ook dat het patroon van circulatiemobiliteit tussen 1954 en 1977 is veranderd.

Deze conclusie verschilt van die van de overeenkomstige analyse van Featherman & Hauser (1978, p. 135). Daaruit blijkt dat er in de VS tussen 1962 en 1973 vrijwel geen verschil is, en dat de residuele  $G^2$  van gelijke associatie slechts .7% (Featherman & Hauser, 1978, p. 96) bedraagt van die van perfecte mobiliteit. Ook uit analyses in Engeland blijkt dat er niet veel verschil optreedt tussen tijdstippen (Heath, 1981) en de samenleving niet veel opener of geslotener is geworden. Klaarblijkelijk vormt de Nederlandse samenleving op deze bevindingen een uitzondering.

### *Quasi-symmetrische associatie*

De verwerping van model (A.2) geeft aan dat er verschil in associatie is tussen 1954 en 1977, niet welk verschil dit is. Alvorens hiervoor met specifieke modellen te komen, toetsen we nog eens op een globaal kenmerk van deze associatie, namelijk de quasi-symmetrie. Men spreekt van quasi-symmetrie, als geldt dat afgezien van de randverdelingseffecten, cellen met een gespiegelde ligging ten opzichte van de hoofddiagonaal met immobielen, een gelijke dichtheidsparameter krijgen:

$$F_{ij} = A * V_i * Z_j * C_{ij}, \quad (\text{A.3})$$

waarin geldt  $C_{ij} = C_{ji}$ .<sup>10</sup>

Het model van symmetrische associatie vereenvoudigt de rest van de analyse. Het houdt in dat stijging van een laag beroep naar een hoog beroep met dezelfde waarschijnlijkheid plaatsvindt als daling van dat hoge beroep naar het lage beroep. Verwerping van de hypothese van symmetrische associatie zou betekenen dat sommige beroepscategorieën 'semi-permeabele' wanden (Blau & Duncan, 1967, p. 59) hebben waardoor men gemakkelijker binnenkomt dan weggaat, of omgekeerd. Model (A.3) laat zien dat dit bij onze tabellen *niet* het geval is. De residuele  $G^2$  van 29 bij 20 vrijheidsgraden ligt juist binnen het kritieke gebied met de significantiegrenzen  $.05 < p < .10$ . De  $G^2$  voor de jaren apart toont overigens dat voorzover er asymmetrie aanwezig is, dat in 1954 is. De  $G^2$  voor 1954 ligt juist in het kritieke gebied met de gren-

zen  $.01 < p < .05$ . Bij zoveel eenheden is dit niet de moeite waard. Alle verder door ons te presenteren modellen zullen daarom het kenmerk van symmetrische associatie (maar dan in een specifiek model) hebben.

## 6. Beroepsmobiliteit 1954-1977: specifieke modellen

In plaats van modellen van het type (A) kunnen frequenties in mobiliteitstabellen gemodelleerd worden met vergelijkingen van de soort:

$$F_{ij} = A * H_k^h * S^{i-j} * M_k^m * L^{|i-j|} \quad (B)$$

A : 'normaliserende constante'

$H_k$  : 'halfway'-parameters,

$$H_k = H_1 \dots H_I = H_1 \dots H_J$$

voor  $k = 1..I = 1..J$ :

$$h = 0 \text{ als } i \neq k \text{ en als } j \neq k$$

$$h = 1 \text{ als } i = k \text{ of } j = k \text{ en } i \neq j$$

$$h = 2 \text{ als } i = j = k$$

S : uniforme structurele mobiliteitsparameter

$M_k$  : niet-uniforme structurele mobiliteitsparameters

voor  $k = 1..I = 1..J$ :

$$m = 0 \text{ als } i \neq k \text{ of als } j \neq k \text{ en als } i = j = k$$

$$m = 1 \text{ als } i = k \text{ en } j \neq k$$

$$m = -1 \text{ als } j = k \text{ en } i \neq k$$

L : lineaire circulatiemobiliteitsparameter

Vergelijking (B) geeft een algemeen model voor de frequenties in een mobiliteitstabel waarin deze in 4 mobiliteitscomponenten en een normaliserende constante worden uiteengelegd. De 4 componenten bestaan uit parameters met tussen () bijbehorende variabelen die restricties opleggen:  $H_k$  (h), S (i-j),  $M_k$  (m) en L (i-jl). Model (B) is algemeen in de zin dat door het verwijderen (op 1 stellen) van een component eenvoudiger modellen eruit kunnen worden gegenereerd. We bespreken de betekenis en wijze van berekening van de componenten één voor één.

*Normaliserende constante: A*

De normaliserende constante A dient slechts om de  $\sum_{ij} (F_{ij}) = N$  te garanderen.

A is dus een rechtstreekse functie van de grootte van de steekproef en heeft geen inhoudelijke interpretatie.

*Gelijke randverdelingen en onafhankelijkheid (halfway):  $H_k^h$*

In de globale modellen (A.1), (A.2) en (A.3) is toegelaten dat per jaar de verdelingen van vaders en zonen verschillen. De structurele mobiliteit wordt op

deze manier uitgeschakeld. We willen echter graag schatten hoe groot de structurele mobiliteit in beide jaren was.

Om de mate van structurele mobiliteit te kunnen modelleren is door Hope (1980) het 'halfway'-model ontworpen, dat ontstaat bij statistische onafhankelijkheid en gelijke randverdelingen van vaders en zonen (*marginal homogeneity*). Wanneer er geen andere componenten dan H in het model aanwezig zijn, kunnen deze randverdelingen eenvoudig geconstrueerd worden als:  $F_{i+} = F_{+j} = (f_{i+} + f_{j+})/2$ . De verwachte celfrequenties  $F_{ij}$  zijn dan:  $(F_{i+} + F_{j+})/N$ . Deze manier van berekenen maakt niet gebruik van een model met parameters, en is daarom niet geschikt om gelijktijdig met andere componenten toegepast te worden. GLIM biedt de mogelijkheid om het halfway-model via parameters te berekenen. Men construeert daartoe een set variabelen h als hierboven gedefinieerd. Voor  $H_3$  ziet h er bijvoorbeeld uit als:

```
001000
001000
112111
001000
001000
001000
```

Er zijn  $I-1 = J-1$  niet-redundante  $H_k$ . De I-de (in dit geval gekozen op  $i = 1$ ) is overbodig omdat bij I-1 vastgelegde rijen en kolommen en een vaste N de Ie rij en kolom door aftrekking volgt. Deze rij/kolom wordt als referentie gebruikt. Elke  $H_k$  schat voor de betreffende rij en overeenkomstige kolom een contrast ten opzichte van de daarbuiten gelegen cellen. Daar waar kolom en rij elkaar kruisen, in de diagonaalcel, wordt het geschatte effect 2 keer genomen. Omdat deze set variabelen rij i en kolom j ( $i = j$ ) gelijk behandelt, ontstaat een symmetrische structuur met homogene randverdelingen. Omdat de h onderling ongecorrleerd zijn (en zolang er geen andere effecten in het model zijn opgenomen), ontstaat onafhankelijkheid. De voor  $[H_1 .. H_1]$  geschatte numerieke waarden hebben een inhoudelijke interpretatie: ze geven de gemiddelde relatieve frequentie in de randverdelingen aan. Deze kunnen bijvoorbeeld bij de vergelijking tussen landen interessant zijn. We zullen hier voor ons probleem niet op in gaan.

De ratio van het halfway-model is geheel vergelijkbaar met de redenering hierboven in 3.: structurele mobiliteit is gelijk aan de mate waarin, gezien het verschil in randverdelingen, eenheden buiten de diagonaal moeten liggen. Structurele mobiliteit treedt alleen niet op wanneer de randverdelingen voor

vaders en zonen gelijk zijn. Als fictieve randverdelingen wordt daarom de gemiddelde verdeling van vaders en zonen genomen.

Het halfway-model is in loglineaire analyse een vreemde figuur, omdat de randverdelingen niet perfect gereproduceerd worden. Juist omdat de verschillen tussen de beroepsstructuren van vaders en zonen theoretisch interessant zijn, vormt het halfway-model het uitgangspunt van verdere analyse.

Het halfway-model kan als volgt worden weergegeven:

$$F_{ij} = A * H_k^h \quad (B.1)$$

Dit levert in 1954 een residuele  $G^2$  op van 398 en in 1977 van 307. Deze wordt voor de jaren afzonderlijk op 100% gesteld. Door vergelijking van (B.1) met (A.1) kunnen we de totale structurele mobiliteit bepalen. Deze maakt in 1954 slechts 6%, maar in 1977 32% van de te verklaren  $G^2$  uit.

#### *Uniforme opwaartse structurele mobiliteit: $S^{i-j}$*

De volgende component  $S^{i-j}$  in model (B) schat in hoeverre de structurele mobiliteit bestaat uit een uniforme opwaartse beweging. Zoals in *figuur 1* te zien valt, bestaan de verschillen tussen de randverdelingen van vaders en zonen voor een deel uit een gemiddelde stijging van de zonen ten opzichte van hun vaders. De hogere beroeps categorieën zijn beter gevuld geraakt, de lagere zijn geslonken. De grootte van dit effect kunnen we schatten door in het model (B) een variabele op te nemen die de regelmatige groei van hogere beroeps categorieën modelleert. Dit model kan gedefinieerd worden als:

$$F_{ij} = A * H_k^h * S^{i-j} \quad (B.2)$$

$S$  noemen we de parameter voor structurele mobiliteit. De werking van deze component kunnen we als volgt zien. Voor de  $F_{ij}$  geldt dat zij evenredig zijn met  $S^{i-j}$ . Als bijvoorbeeld  $S = 1.05$ , dan zijn de verwachte frequenties op de eerste subdiagonalen (1 categorie stijgen of dalen):  $1.05^1 = 1.05$  en  $1.05^{-1} = .95$  maal groter dan die op de diagonaal. De verwachte frequenties op de vijfde subdiagonalen (maximaal stijgen of dalen) zijn dan  $1.05^5 = 1.28$  maal zo groot, respectievelijk  $1.05^{-5} = .78$  maal zo klein als op de diagonaal.

De invoering van de  $S$ -component vermindert de residuele  $G^2$ -waarde in 1954 met 2% tot 390 en in 1977 met 25% tot 231.

De volgende component van de mobiliteitstabel bestaat uit niet-uniforme gedeelten van structurele mobiliteit. De verschillen tussen de randverdelingen bestaan niet alleen uit regelmatige toename van hogere beroeps categorieën, maar ook uit onregelmatige veranderingen in grootte van categorieën.

Deze niet-uniforme veranderingen kunnen we in het model opnemen door voor elke rij/kolom ( $k = i = j$ ) een component  $M_k^m$  op te nemen:

$$F_{ij} = A * H_k^h * S^{i-j} * M_k^m \quad (\text{B.3})$$

Elke  $M_k$  schat een extra contrast tussen een rij  $i$  en een kolom  $j$ , de overige cellen fungeren als referentie. Het rijtotaal  $F_{i+}$  en het kolomtotaal  $F_{+j}$  worden hierdoor gereproduceerd. Er zijn  $I-1 = J-1$  niet-redundante  $M_k$  mogelijk. Eén rij/kolom fungeert als referentie. Als er naast de  $H_k$ - en  $M_k$ -parameters ook nog een  $S$ -parameter in het model zit, zijn er slechts  $I-2 = J-2$  niet-redundante  $M_k$  mogelijk. Er moet dan een tweede referentiecategorie gekozen worden. Als de gehele verzameling parameters  $M_k$  in het model aanwezig is, en alle halfway-parameters  $H_k$ , dan is het model (B) equivalent met model (A.1) van statistische onafhankelijkheid: het heeft dezelfde  $F_{ij}$ - en  $G^2$ -waarden. We kunnen ook volstaan met een deelverzameling van de  $M_k$ . Het ligt voor de hand alleen een  $M_k$ -parameter op te nemen voor de beroeps categorieën waarvan de verschuivingen uitzonderingen van het door  $S$  gemodelleerde patroon vormen.

In 1954 blijkt slechts één niet-uniform verschil tussen de randverdelingen van belang, namelijk  $M_4$ ; in 1977 zijn twee niet-uniforme verschillen van randverdelingen van belang, namelijk  $M_2$  en  $M_3$ . Dit betekent dat in 1954 relatief grote verschillen tussen vaders en zonen wat betreft beroepsprestigecategorie IV (grote middenstand) waren, en in 1977 hetzelfde wat betreft de categorieën II (geofende arbeiders) en III (kleine middenstand). Invoering van de parameters vermindert de residuele  $G^2$  in 1954 met 5% tot 377 en in 1977 met 7% tot 212. Vergelijking van (B.3) met (A.1) leert dat geselecteerde deelverzameling parameters  $M_k$  de niet-uniforme structurele mobiliteit voldoende benaderen.

*Gelijke afstand tussen beroepsprestigecategorieën:  $L^{|i-j|}$*

Vervolgens voegen we toe een component  $L^{|i-j|}$  ('lineaire afstand') voor de circulatiemobiliteit.  $L$  maakt gebruik van de informatie dat de beroeps categorieën een ordening van hoog naar laag vertonen. Deze ordening zal in-



vloed hebben op het mobiliteitspatroon. Gesteld dat: 1. alle zonen proberen zo hoog mogelijk te stijgen op de maatschappelijke ladder; 2. hogere posities schaars zijn, en voor de bezetting ervan geselecteerd wordt op eigenschappen van personen die we 'hulpbronnen' (bijv. genoten opleiding, sociale relaties of erfenis) kunnen noemen; 3. hoe hoger de afkomst, des te meer hulpbronnen men meekrijgt in de race om een zo hoog mogelijke positie te behalen. In deze omstandigheden zal de kans dat men in een hogere of lagere positie terecht komt een functie zijn van de afstand tussen de beroepscategorie van de vader en de beroepscategorie van bestemming. Er bestaan meerdere mogelijkheden om de afstanden tussen beroepscategorieën te kwantificeren, maar in eerste instantie kiezen we voor een heel eenvoudige kwantificatie, namelijk een waarbij de afstand evenredig is met het aantal overschreden catego-riegrenzen:  $|i-j|$ . De afstand wordt dus gekwantificeerd in gelijk geachte intervallen. Dit is gesuggereerd door Hope (1980) en toegepast in Hope (1982). Het model wordt nu:

$$F_{ij} = A * H_k^h * S^{i-j} * M_k^m * L^{|i-j|}, \quad (B.4)$$

De werking van de L-parameter is als volgt. Wanneer deze bijvoorbeeld op .60 wordt bepaald, is de kans om van I naar VI te stijgen, of om van VI naar I te dalen, gegeven de structurele verschuivingen S en  $M_k^m$ ,  $.60^5 = .08$  maal de kans om op de diagonaal terecht te komen.

Toevoeging van de lineaire afstandscomponent vermindert in 1954 de residuele  $G^2$  met 85% tot 38 en in 1977 met 48% tot 48. Bij het gegeven aantal vrijheidsgraden (1954: 27, 1977: 26) is de  $G^2$  in 1954 niet-significant ( $p > .20$ ), en ligt voor 1977 juist in het kritieke gebied met grenzen  $.001 < p < .01$ . Bij zoveel eenheden kunnen we (B.4) als een goed passend model beschouwen.

Het model bestaat in hoofdzaak uit de twee mobiliteitsparameters S en L en is daarom bijzonder eenvoudig en elegant. Ongeveer 90% van de aanvankelijke associatie wordt erdoor verklaard, ten koste van slechts 2 vrijheidsgraden voor deze parameters, en 7 respectievelijk 8 vrijheidsgraden voor de overige. We menen dat daarmee een zeer adequate beschrijving van de twee tabellen gegeven te hebben, maar we onderzoeken nog enige mogelijke volgende stappen om een vergelijking te kunnen maken.

## 7. Controles

### *Controle 1: oververtegenwoordiging op de diagonaalcellen*

Uit mobiliteitsanalyses blijkt vaak *a.* dat er een relatief grote kans is dat men in dezelfde beroepscategorie als de vader blijft, en *b.* dat als men uit deze beroepscategorie daalt of stijgt, de afkomst nauwelijks of geen invloed heeft op de bestemming. Dit patroon past goed bij samenlevingen waarin sommigen het beroep van hun vader rechtstreeks overnemen (bijv. via het erven van bezittingen), terwijl anderen zich een beroep verwerven via mechanismen los van hun herkomst. We bekijken in hoeverre in onze tabellen sprake is van oververtegenwoordiging op de diagonaal.

We kunnen daartoe een component in het model opnemen die de cellen op de diagonaal, waarin de zonen in dezelfde beroepscategorie zitten als hun vaders, met alle overige cellen in de tabel vergelijkt. Wanneer we deze component *in plaats van*  $L^{i-j}$  opnemen (C.1), vermindert dit de residuele  $G^2$  ten opzichte van (B.3) slechts tot 184 en 168, en past dus slecht bij de gegevens. Er is weliswaar sprake van immobiliteit, maar ook bij mobiliteit geldt dat de herkomst van invloed is op de bestemming.

Voegen we de component *naast*  $L^{i-j}$  toe aan het model, dan vermindert dit ten opzichte van (B.4) de residuele  $G^2$  voor 1954 niet verder, maar voor 1977 met 5% tot 34 (model (C.2)). Deze toevoeging verbetert het model significant ( $p < .001$ ). De geschatte parameter is echter kleiner dan 1. Dat wil zeggen dat er in 1977, gegeven het effect van de L-parameter, sprake is van een 'statusonterving'. Omdat dit slechts het beeld versterkt dat we met de L-parameter al kregen, zullen we dit niet verder interpreteren.

### *Controle 2: de afstanden tussen de categorieën*

In de model (B.4) hebben we tamelijk arbitrair de afstand tussen de beroepsprestigecategorieën gelijk gesteld aan het aantal overschreden categoriegrenzen. Hiervoor zijn andere keuzes mogelijk, omdat alleen de ordinaliteit der categorieën, niet hun metrische verhouding, gegeven is.

#### *Kwadratische afstand tussen beroepsprestigecategorieën*

Een variant om de afstand tussen beroepsprestigecategorieën te kwantificeren, is de relatieve frequentie te laten variëren met het kwadraat van de het verschil ( $i-j$ ). In verhouding met het gelijke afstandenmodel B.4 legt deze structuur een versnelde daling van kansen op. De kans dat men over een bepaalde afstand reist, is relatief groter in de buurt van de diagonaal, en kleiner ver weg van de

diagonaal. Door Hope (1980) is dit model toegepast. Het blijkt een fraaie structuur te zijn voor de Engelse mobiliteitstabel van 1954.<sup>11</sup>

Het model (C.3) van kwadratisch gemodelleerde afstand past in 1977 iets beter bij de gegevens als de lineaire afstand, maar in 1954 aanzienlijk slechter. Dit lijkt ons een reden om het gelijke afstanden model B.4 te handhaven. Overigens menen we dat het gelijke afstanden model ook begripsmatig voordelen heeft.

#### *Variabele afstand tussen beroepsprestigecategorieën*

Het is mogelijk dat het mobiliteitspatroon zelf een aanwijzing geeft over de betere kwantificatie. Als sommige beroeps categorieën een relatief grote uitwisseling van personen vertonen, liggen ze dichter bij elkaar. We kunnen dit bekijken door voor elke afstandseenheid afzonderlijk een parameter te schatten. We laten daarmee – alleen voor controledoeleinden – de veronderstelling van ordinaliteit van beroeps categorieën weer vallen.<sup>12</sup> Bijvoorbeeld: de afstand tussen de categorieën II en IV noemen we a en die tussen I en V b. In het lineaire afstand model (B.4) werden a en b gefixeerd op 2 en 4, bij het model (C.3) van kwadratische afstand waren ze 4 en 16, nu worden ze vrij gevarieerd. Model (C.4) is een uitbreiding van (C.2). Het voegt ten opzichte daarvan vrijwel niets toe.

#### *Controle 3: residuen*

De laatste controle die we uitvoeren op het resultaat van model (B.4) bestaat uit het bekijken van de residuele frequenties. Deze zijn in gestandaardiseerde vorm:  $(F_{ij} - f_{ij}) / \sqrt{F_{ij}}$ .

Dergelijke residuen zijn standaard normaal verdeeld en we mogen er dus 95% tussen -2 en +2 verwachten. Voor 69 van de 72 (96%) is dit het geval, zodat er niets ongewoons aan de hand is. De grootste is 2.3 en er zijn geen bijzondere uitschieters of patronen. Derhalve vinden we ook hierin geen argument om model (B.4) te verwerpen.

### **8. De parameters van het model**

Tot hier toe hebben we stap voor stap componenten aan het model toegevoegd of met alternatieven vergeleken. Als best passend model beschouwen we (B.4). Zoals uiteengezet in 4. zijn de waarden van de parameters afhankelijk van elkaar, en moeten daarom in een goed passend model geschat worden. We komen bij (B.4) tot de volgende parameterwaarden:

parameters	1954						1977					
H <sub>1</sub> H <sub>2</sub> H <sub>3</sub> H <sub>4</sub> H <sub>5</sub> H <sub>6</sub>	1	2.0	2.3	1.4	.8	.4	1	2.6	4.9	1.9	2.5	1.8
M <sub>1</sub> M <sub>2</sub> M <sub>3</sub> M <sub>4</sub> M <sub>5</sub> M <sub>6</sub>	1	1	1	1.25	1	1	1	1.34	1.22	1	1	1
S	1.13						1.17					
L	.54						.66					

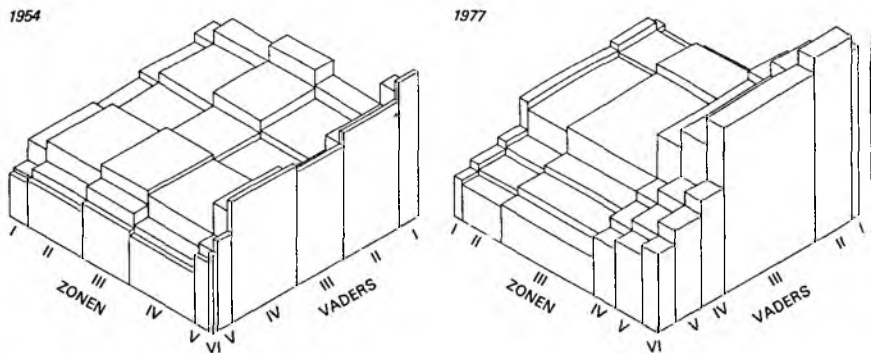
De interessante parameters zijn S (uniforme structurele mobiliteit) en L (lineaire circulatoriemobiliteit). De uniforme structurele mobiliteit S is in 1977 iets groter dan in 1954, maar het verschil is niet significant ( $p > .10$ ). De lineaire circulatoriemobiliteit L is ook groter in 1977, en dit verschil is zeer significant ( $p < .001$ ). Voor het overige zijn er verschillen in niet-uniforme structurele mobiliteit  $M_k$ , en hoewel in strikte zin een vergelijking in grootte tussen twee verzamelingen parameters lastig is, mogen we in dit geval concluderen dat de niet-uniforme structurele mobiliteit voor 1954 groter is dan voor 1977. Alle M-coëfficiënten zijn groter dan 1. Dat betekent dat in deze beroepsprestigecategorieën IV (1954), II (1977) en III (1977) relatief veel vaders en weinig zonen zitten. Voor de in de tabellen voorkomende afstanden  $i-j$  zijn de effecten van de  $S^{i-j}$ - en de  $L^{|i-j|}$ -component:

I-J	-5	-4	-3	-2	-1	0	1	2	3	4	5
S-1954	.54	.62	.70	.78	.88	1	1.13	1.27	1.44	1.62	1.83
S-1977	.46	.54	.62	.74	.86	1	1.17	1.36	1.59	1.86	2.17
L-1954	.05	.08	.16	.29	.54	1	.54	.29	.16	.08	.05
L-1977	.12	.19	.29	.43	.66	1	.66	.43	.29	.19	.12

De figuren 2.1 en 2.2 geven van de mobiliteit in Nederland een ruimtelijke afbeelding. *Figuur 2.1* geeft een beeld van de structurele (uniforme en niet-uniforme) mobiliteit. Op een grondvlak van de onder het halfway-model verwachte frequenties zijn de waarden van de componenten  $S^{i-j} * M_k^m$  uitgezet. Als er alleen uniforme structurele mobiliteit zou zijn, zouden deze grafieken een regelmatig oplopende trap vormen. Hoe steiler de trap, hoe meer uniforme structurele mobiliteit. De niet-uniforme verschuivingen vervormen deze regelmatigheid. We zien een tamelijk regelmatig oplopende verschuiving.

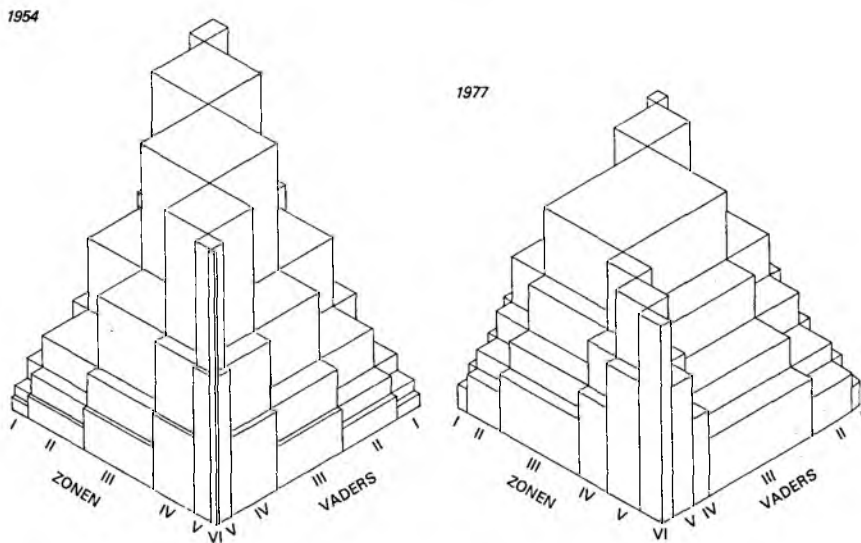
*Figuur 2.2* is vergelijkbaar met de figuur 4.1 uit Featherman & Hauser (1978, p. 153) en de figuur 4.1 uit Goldthorpe (1980, p. 110), en zet de waarden van de associatiecomponent  $L^{|i-j|}$  uit op een grondvlak van de onder onafhankelijkheid verwachte frequenties. Ze bieden daarmee een beeld van de circulatoriemobiliteit, gegeven de effecten van structurele mobiliteit. We constateren een naar beide kanten regelmatig aflopende figuur. Voor 1977 is

*Figuur 2.1. Componenten voor uniforme en niet-uniforme structurele mobiliteit  $S^{i-j} * M_k^m$ , uitgezet op een grondvlak van onder het half-way-model verwachte frequenties*



(Verticale assen met factor 3 verkleind)

*Figuur 2.2. Component voor circulatoriemobiliteit ( $L^{i-j}$ ), uitgezet op een grondvlak van onder statistische onafhankelijkheid verwachte frequenties*



(Verticale assen met factor 3 verkleind)

ze minder stijl en hoog als in 1954. In een geheel open samenleving zou deze grafiek een vlakke kubus vormen. In 1977 zitten we daar dichterbij dan in 1954.

Bij het resultaat moet de volgende aantekening vermeld worden. We hebben de parameters pas geïnterpreteerd bij een goed passend model. Interpretatie van parameters in niet-passende modellen leidt tot verkeerde conclusies. In ons geval zou dit er bijvoorbeeld toe leiden (bij model B.2) dat er wel een significant verschil in uniforme structurele mobiliteit zou zijn tussen de jaren. Bij invoering van de niet-uniforme structurele parameters  $M_k$  blijkt dit een schijneffect.

Evenmin zou het juist zijn de grootte van mobiliteitscomponenten af te lezen aan de percentages verklaarde  $G^2$ , zonder acht te slaan op de bijbehorende parameters. In ons geval zou dit tot twee verkeerde conclusies leiden. We zouden uit vergelijking van (B.3) en (B.4) abusievelijk kunnen besluiten dat de circulatiemobiliteit in 1954 groter was dan in 1977. Het omgekeerde is het geval. Ook zouden we uit vergelijking van (B.4) en (C.2) kunnen concluderen dat er nog sprake is van een extra effect van 'statusovererving'. In feite is er sprake van een klein effect van 'statusonterving'.

## 9. Conclusies en discussie

Onze analyse van mobiliteitspatronen in Nederland in 1954 en 1977 kan worden samengevat tot de volgende conclusies:

- a. Met loglineaire analyse kan men de mobiliteitstabellen uiteenleggen in structurele mobiliteit (mobiliteit tengevolge van verandering van de beroepsstructuur) en circulatiemobiliteit (overige verschuivingen). In 1977 was de structurele mobiliteit veel groter dan in 1954. Deze structurele mobiliteit kan opgedeeld worden als een uniforme groei van de hogere beroeps categorieën en niet-uniforme verschillen tussen de beroepsstructuren tussen generaties. De uniforme structurele mobiliteit was in 1977 slechts weinig groter dan in 1954. De verschillen zitten vooral in de niet-uniforme verschuivingen.
- b. Los van de structurele mobiliteit, laten de mobiliteitspatronen zowel in 1954 als in 1977 zich bijzonder eenvoudig en elegant beschrijven met behulp van een variabele die de afstand in prestige tussen beroeps categorieën kwantificeert: de kans dat men ten opzichte van zijn vader naar een categorie stijgt of daalt, is evenredig met een macht van het aantal te overschrijden categoriegrenzen. Het tweede verschil tussen 1954 en 1977 is dat

in 1977, naast de toegenomen structurele mobiliteit, ook de circulatiemobiliteit is toegenomen. Hierin blijkt de Nederlandse samenleving zich te onderscheiden van de Amerikaanse en de Engelse.

We kunnen dus met recht concluderen dat de Nederlandse samenleving tussen 1954 en 1977 opener is geworden. Wanneer men de effecten van de verandering van beroepsstructuren uitschakelt, blijkt het bereikte beroepsprestige van zonen in 1977 minder afhankelijk te zijn van dat van hun vader dan in 1954.

We zijn in dit artikel niet ingegaan op de vraag *waarom* de Nederlandse samenleving in 1977 meer open was dan in 1954, en waarom dit verschilt van de bevinding van Featherman & Hauser (1978) voor de Verenigde Staten. Oorzaken van verschillen in mobiliteit kunnen gezocht worden in technologische veranderingen, economische factoren, politieke structuren en het culturele klimaat. Aan de hand van de mobiliteit van één of twee samenlevingen kan over verschillende theorieën slechts gespeculeerd worden. Voor een toetsing ervan is het nodig meerdere samenlevingen naar hun technologische, economische, politieke en culturele kenmerken te classificeren, en deze in verband te brengen met de verschillende mobiliteitscomponenten. Zie voor een voortzetting van mobiliteitsanalyses in die zin Ultee (1982).

#### Noten

1. Mobiliteitsanalyses hebben vrijwel steeds betrekking op mannen. Vergelijk Van Tulder (p. 8-9).
2. Wij spreken bewust over 'categorieën' om de bijbetekenissen van de begrippen 'klasse' en 'groep' te vermijden. Er zij met nadruk op gewezen dat de indeling van Van Tulder een categorisering van een prestigeladder is, waardoor beroepsgroepen (bijv. boeren) in meerdere categorieën terecht kunnen komen.
3. Onze codering heeft een omgekeerde nummering ten opzichte van die van Van Tulder, omdat dan 'hoog' ook het hoogst is.
4. Aan de rapportage van Van Tulder kleven enige onvolkomenheden. De aanduidingen 'makelaar' en 'middelbare technici' komen tweemaal voor, en wel in verschillende categorieën. Wij hebben hier respectievelijk de categorieën V en III gekozen.
5. Mondelinge mededeling aan Wout Ultee.
6. Deze procedure leverde over het algemeen niet veel problemen op. Er kwam één grote moeilijkheid naar voren: de codering van zelfstandige boeren. Door Van Tulder zijn zelfstandige boeren verdeeld over 3 beroepscategorieën, al naargelang de grootte van hun bedrijf. Het LSO-bestand bevat geen informatie over de bedrijfsgrootte. Van de ondervraagde zijn wel inkomen en opleiding bekend, van de vader van de ondervraagde slechts de opleiding. Deze gegevens kan men vergelijken met bekende (CBS, 1947, 1977) frequentieverdelingen van boerenbedrijven naar grootte, en zo de meest waarschijnlijke indeling kiezen. De gekozen correspondentie tussen de categorieën van Van Tulder en de CBS-codering is op

te vragen bij de auteurs, alsook gedeponneerd bij de bibliotheek van het Sociologisch Instituut Utrecht, en de documentatie van het Steinmetz-archief.

7. Ongeveer te zelfde tijd zijn in Amerika andere voorstellen gedaan om gebruik te maken van het ordinaal karakter van de beroepsprestigevariabelen (Goodman, 1979a, 1979b; Duncan, 1979).
8. De puntschattingen van parameters en percentages verklaarde  $G^2$  worden hierdoor niet beïnvloed. Voor het overige komt de reductie van eenheden neer op de stellingname dat effecten die alleen maar waar te nemen zijn aan de hand van nog meer eenheden, niet erg interessant zijn.
9. In navolging van Featherman & Hauser (1978) en Hope (1981) beschouwen we de residuele  $G^2$  als een analogon van variantie bij regressie-analyse.
10. De voor (A.3) benodigde restricties kunnen in GLIM rechtstreeks worden opgegeven. Bij andere pakketten kan men dit bereiken met behulp van het dubbelklappen of sandwich van tabellen. Zie Knoke en Burke (1980).
11. Dit model heeft onder de naam 'constante associatie' (Goodman, 1979a, 1979b) nogal wat aandacht in de Amerikaanse literatuur gekregen. Er kan voor dit model namelijk bewezen worden dat de odds-ratio (ratio van kansverhoudingen), of het kruisprodukt van de  $2 \times 2$ -subtabellen constant is. Het kruisprodukt bedraagt in 1954 1.55, en in 1977 1.30.
12. In GLIM-taal: de afstand (+ 1) wordt nu als nominale factor gedeclareerd.

#### *Lijst van geraadpleegde literatuur*

- Blau, P.M. & O.D. Duncan, *The American Occupational Structure*, Wiley, New York, 1967.
- Baker, R.J. & J.A. Nelder, *GLIM-manual, release 3*, Royal Statistical Society, Oxford, 1978.
- CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek), *Statistisch Zakboek-1947*, Staatsuitgeverij, Den Haag, 1947.
- CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek), *Statistisch Zakboek-1977*, Staatsuitgeverij, Den Haag, 1977.
- CBS (Centraal Bureau voor de Statistiek), *14e Algemene Volkstelling 28 februari 1971, systematische classificatie*; 2, beroepenclassificatie, CBS, Voorburg, z.j.
- Duncan, O.D., 'How Destination Depends On Origin in the Occupational Mobility Table', *American Journal of Sociology*, 84-4, 1979, p. 793-803.
- Featherman, D.L. & R.M. Hauser, *Opportunity and Change*, Academic Press, New York, 1978.
- Fienberg, S.E., *The Analysis of Cross-Classified Data*, MIT-press, Cambridge (Mass.), 1977.
- Goldthorpe, J. (in samenwerking met C. Llewellyn & C. Payne), *Social Mobility & Class Structure in Modern Britain*, Clarendon Press, Oxford, 1980.
- Goodman, L., Multiplicative Models for the Analysis of Occupational Mobility Tables and Other Kind of Cross-Classification Tables, *American Journal of Sociology*, 84-4, 1979a, p. 804-819.
- Goodman, L., Simple Models for the Analysis of Association in Cross-Classifications Having Ordered Categories, *Journal of the American Statistical Association*, 1979b, p. 537-552.
- Hauser, R.M., Some Exploratory Models for Modelling Mobility Tables and Other Cross-Classified Data, in: K.F. Schuessler (red.): *Sociological Methodology, 1980*, Jossey-Bass, San Francisco, 1979, p. 413-458.
- Hauser, R.M., Hope for the New Mobility Ratio, *Social Forces*, 60-2, 1981, p. 572-584.
- Heath, A., *Social Mobility*, Fontana, Glasgow, 1981.



- Hope, K., Levels and Ladders: The Wisconsin-Oxford Debate on Mobility Analysis, *Manuscript*, Nuffield College, Oxford, 1980.
- Hope, K., The New Mobility Ratio, *Social Forces*, 60-2, 1981, p. 544-556.
- Hope, K., Vertical and Non-Vertical Class Mobility, *American Sociological Review*, 47-1, 1982, p. 100-113.
- Knoke, D. & P.J. Burke, *Log-linear models*, Sage, Beverley Hills, 1980.
- Lipset, S.M. & R. Bendix, *Social Mobility in Industrial Society*, University of California Press, Berkeley, 1959.
- MacDonald, K.I., On the Formulation of a Structural Model of the Mobility Table, *Social Forces*, 60-2, p. 557-571.
- Tulder, J.J.M. van, *Sociale stijging en daling in Nederland III, de beroepsmobiliteit in Nederland van 1919 tot 1954. Een sociaal-statistische studie*, Stenfert-Kroese, Leiden, 1962.
- Ultee, W.C., *Structural and Circulation Mobility in Nine EC-Countries. A Theoretical Log-Linear Analysis, Concept*, Sociologisch Instituut, Utrecht, 1982.