

PDF hosted at the Radboud Repository of the Radboud University Nijmegen

The following full text is a publisher's version.

For additional information about this publication click this link.

<http://hdl.handle.net/2066/140699>

Please be advised that this information was generated on 2017-12-05 and may be subject to change.



STRATIFICERING 1974-1988

J.A.G. Dessens
W. Jansen
W.C. Ultee

organisatie
voor
strategisch
arbeidsmarktonderzoek

OSA

STRATIFICERING 1974-1988

**J.A.G. Dessens
W. Jansen
W.C. Ultee**

**Rijksuniversiteit Utrecht
Katholieke Universiteit Nijmegen**

januari 1990

OSA-werkdocument W 77, augustus 1990

Verkoopprijs OSA-werkdocument W 77: f 18,-
Exemplaren van deze uitgave zijn schriftelijk of telefonisch te bestellen bij
Distributie Overheid en Particulieren (DOP), Postbus 20014,
2500 EA Den Haag, telefoon 070 - 3 789 885 onder vermelding
van afleveringsadres en ISBN nummer 90 346 23319

Een overzicht van overige OSA-publikaties wordt achterin gegeven

TEN GELEIDE

In de onderzoekprogramma's van de OSA pleegt ruimte te worden ingebouwd voor studie van de relatie tussen arbeidsmarkt en samenleving. De werking van de arbeidsmarkt kan immers belangrijke gevolgen hebben voor de maatschappij - werkloosheid, sociale stijging en daling. Daarnaast zijn er allerlei maatschappelijke processen die vergaande gevolgen kunnen hebben voor de allocatie ofwel beschikbaarheid en de verdeling van arbeid. Zo hebben opvattingen over gelijke kansen in het onderwijs en over emancipatie van de vrouw een sterke doorwerking op de arbeidsmarkt, omdat de regulering van de beschikbaarheid en de verdeling van arbeid - bij uitstek functies van de arbeidsmarkt - daardoor worden beïnvloed.

Het is in dit licht dat in het OSA-programma 1988-1989 de aandacht is gericht op de sociale stratificatie ofwel de maatschappelijke ladder, een belangrijk structureel kenmerk van de samenleving. Het zijn de veranderingen die zich voltrokken hebben tussen het midden van de jaren zeventig en het eind van de jaren tachtig die voorwerp van studie en onderzoek zijn geweest. In die periode hebben zich zowel in de maatschappij - in sociaal en cultureel opzicht - als in de economie - wat betreft de vraag naar arbeid - belangrijke veranderingen voorgedaan. Deze wijzigingen plegen tamelijk direct in gedrag en opvatting van de aanbiedende en vragende partij op de arbeidsmarkt tot uitdrukking te komen.

Kenmerkend voor de afgelopen periode zijn met name de grotere dynamiek op de arbeidsmarkt (flexibilisering en mobiliteit) en de eis tot ruimere participatie (emancipatie). Het is maatschappelijk gezien van veel betekenis te weten of deze tendenties gevolgen hebben gehad voor de sociale stratificatie. Heeft deze dynamiek de kansen op gelijkheid vergroot of leidt zij de samenleving naar grotere geslotenheid?

Voor het functioneren van de arbeidsmarkt is inzicht in de mate van duurzaamheid van de bestaande stratificatie van belang om te kunnen beoordelen of de beoogde doelstellingen van (her)allocatie en verdeling zich wel laten realiseren.

In de onderhavige studie wordt een uitvoerige analyse geboden van de stratificatie-problematiek. Zij verrijkt het inzicht in deze materie zéér en daarmee de mogelijkheden om de veranderingen in de samenleving en op de arbeidsmarkt te beoordelen.

dr. H.A. van Stiphout,
directeur OSA.

Inhoudsopgave

1.1 Inleiding en probleemstelling	2
1.2 Totale en relatieve mobiliteit: twee methoden van analyse	5
2 Intra- en intergenerationele mobiliteit	13
2.1 Wisseling van baan en sociale mobiliteit	15
2.2 Klassenmobiliteit	
2.2.1 Alle respondenten	16
2.2.2 Mobiliteit van jongeren en ouderen vergeleken	21
2.3 Functieniveaumobiliteit	24
2.4 Beroepsprestigemobiliteit	29
2.5 Werkloosheid	32
2.6 Drie tabellen voor beroepsprestigemobiliteit vergeleken	36
2.7 Cumulaties in het mobiliteitsproces?	40
2.8 Intra- en intergenerationele beroepsprestigemobiliteit vergeleken	43
3 Statusinconsistentie	47
3.1 Inconsistenties 1974, 1977, 1982, 1985	49
3.2 Inconsistenties 1988	55
3.3 Staat tegenover onaangenaam werk een hoog prestige en inkomen?	58
4 (Huwelijks)partners	60
4.1 Exogamie naar beroepsprestige vergeleken met intra- en intergenerationele beroepsprestigemobiliteit	62
4.2 Inkomens- en onderwijsxogamie	65
4.3 Lijkt het beroepsprestige en inkomen van partners meer op elkaar dan het onderwijs van partners?	69
4.3.1 Het verband tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners verklaard	70
4.3.2 Het verband tussen het uurinkomen van huwelijkspartners verklaard	73
4.4 Inkomensexogamie, -mobiliteit en -ongelijkheid	76
4.4.1 Inkomensmobiliteit van echtparen	78
4.4.2 Hoeveel inkomensongelijkheid is er tussen personen op één tijdstip en hoeveel tussen paren over meer jaren gerekend?	81
5 Samenvatting	83
Appendix. Beknopte inleiding in de loglineaire analyse	87
Literatuurlijst	92

1.1 Inleiding en probleemstelling

Arbeidsmarkten hebben naast een allocatieve ook een distributieve werking: op arbeidsmarkten vindt wedijver om schaarse goederen plaats, en deze mededinging kan meer of minder ongelijke uitkomsten hebben. Een belangrijk goed waarnaar gedongen wordt is een hoge plaats op de maatschappelijke ladder (in concreto afgemeten aan zaken als het inkomen en het aanzien van het uitgeoefende beroep). Wanneer de bovenlagen van een samenleving voornamelijk worden bevolkt door kinderen van ouders die ook al tot die lagen behoorden, dan is de sociale mobiliteit in die samenleving beperkt en heeft de wedijver tussen mensen van uiteenlopende herkomst om de hoogste bestemmingen een ongelijke uitkomst. Ook de mededinging tussen andere categorieën mensen kan ongelijke resultaten hebben.

De economische ontwikkelingen in het afgelopen decennium hebben specifieke vragen doen rijzen over de verdelingsfunctie van arbeidsmarkten. Verdelingsprocessen in het algemeen worden in de sociologie reeds lange tijd bestudeerd onder de noemers "stratificatie en mobiliteit" (het bestaan van een maatschappelijke ladder en de stijging, stabiliteit en daling van personen daarop), "multidimensionele stratificatie en statusinconsistentie" (de gelaagdheid van een samenleving volgens verschillende beginselen en mate waarin de plaats van een persoon op één dimensie van stratificatie afwijkt van die op een andere) en "exogamie versus endogamie" (aanduidingen voor de mate waarin tussen sociale lagen wordt gehuwd). Een beknopt overzicht van ontwikkelingen in de Nederlandse en internationale "stratificatiesociologie" geeft Ultee (1985, 1989).

In de navolgende hoofdstukken worden empirische antwoorden gegeven op een aantal concrete vragen over de uitkomsten van verdelingsprocessen in het huidige Nederland en de veranderingen daarin sinds het midden van de jaren zeventig. Deze vragen hebben betrekking op de omstandigheden waaronder ongelijkheden die op één tijdstip tussen afzonderlijke individuen bestaan, tot meer of juist tot minder stratificering leiden. Een eerste omstandigheid die stratificering inperkt is de mobiliteit van individuen langs een bepaalde dimensie van stratificatie. Als de inkomens van rijke mensen dalen en die van armere stijgen, dan wordt de inkomensverdeling minder ongelijk. Een tweede omstandigheid heeft betrekking op het verband tussen de plaats van individuen op verschillende dimensies van stratificatie. Wanneer beroepsinkomen en beroepsprestige sterk samenhangen, beschikken minder mensen over een schaars goed dan wanneer prestige en inkomen niet of negatief met elkaar samenhangen. Ten derde is stratificering geringer wanneer de scores van (huwelijks)partners op dimensies van stratificatie minder met elkaar samenhangen. Indien een persoon met een hoog inkomen een partner met een laag inkomen heeft, maakt dit de inkomensverdeling op het niveau van (echt)paren gelijk. De stratificatie van een samenleving is daarentegen bijzonder sterk wanneer mensen aan het eind van hun loopbaan "nog net zo ver" zijn als aan het begin, wanneer bijvoorbeeld "kennis, macht en inkomen" met elkaar samenvallen, en wanneer het adagium "soort zoekt soort" geldt.

Uitgangspunt van dit rapport is steeds de verdeling van individuen op één van de dimensies van stratificatie op één bepaald tijdstip. Men kan hierbij denken aan de statistieken van het CBS over de personele inkomensverdeling, of aan een frekwentieverdeling die aangeeft hoe de Nederlandse beroepsbevolking over verschillende functieniveaus is verdeeld.

In dit rapport komen dan allereerst vragen aan de orde die betrekking hebben op de scores van afzonderlijke individuen op één enkele dimensie van stratificatie op meerdere tijdstippen. Ze gaan verder dan de vragen die bijvoorbeeld op basis van de personele inkomensverdeling kunnen worden beantwoord, omdat nu ook vragen met betrekking tot veranderingen in de tijd kunnen worden beantwoord.

Een volgende uitbreiding betreft vragen met betrekking tot verschillende dimensies van stratificatie. Sommige van deze vragen hebben betrekking op de scores van afzonderlijke individuen op verschillende dimensies van stratificatie op één enkel tijdstip. Andere handelen over scores van individuen op meerdere dimensies van stratificatie en verschillende tijdstippen.

Tenslotte wordt in dit rapport ingegaan op vragen die niet langer betrekking hebben op afzonderlijke individuen, maar op paren personen, en wel (huwelijks)partners. Enkele van deze vragen handelen over de scores van (huwelijks)partners op één dimensie van stratificatie en op één tijdstip. Andere vragen betreffen scores van (huwelijks)partners op verschillende dimensies op één tijdstip, en weer andere vragen hun scores op één dimensie op meer tijdstippen.

Wanneer een persoon op een later tijdstip een andere positie inneemt op een dimensie van stratificatie dan op een eerder tijdstip, kan deze persoon mobiel worden genoemd. Hoofdstuk 2 van dit rapport geeft een antwoord op vragen die met mobiliteit samenhangen. Wanneer van één tijdstip en meerdere dimensies van stratificatie wordt uitgegaan, kunnen de scores van personen op de verschillende dimensies op elkaar lijken. Het is echter ook mogelijk dat een hoge score op één dimensie samengaat met een lage score op een andere. Hoofdstuk 3 handelt over deze (in)consistentievragen. De vragen over de scores van huwelijkspartners op dimensies van stratificatie worden exogamievragen genoemd, en komen in hoofdstuk 4 aan de orde. In hoofdstuk 5 worden de bevindingen van dit rapport samengevat en bezien in het licht van algemene noties over uitsluitings- en toetredingsprocessen. Wanneer er veel stabiliteit, statusconsistentie en endogamie in een samenleving is, dan kan dit als een aanwijzing voor een sterke mate van "geslotenheid" worden beschouwd; is er meer mobiliteit, statusinconsistentie en exogamie in een samenleving, dan kan ze betrekkelijk "open" worden genoemd.

Bovenstaande vragen worden in dit rapport beantwoord met behulp van gegevens uit verschillende bestanden. Centraal staan de gegevens uit de enquêtes die de Organisatie voor Strategisch Arbeidsmarktonderzoek in 1985, 1986 en 1988 heeft laten uitvoeren: OSA85, OSA86 en OSA88. Deze bestanden zijn om verschillende redenen bijzonder goed bruikbaar voor de beantwoording van de onderzoeksvragen. Ten eerste betreft het telkens een enquête onder huishoudens, zodat de voor dit verslag benodigde gegevens over personen en hun eventuele (huwelijks)partner beschikbaar zijn. Daarnaast bevatten de bestanden retrospectieve gegevens over de banen die de ondervraagden vanaf 1980 hebben gehad. Daarmee kunnen vragen over beroepsmobiliteit worden beantwoord. Tenslotte gaat het om een panelonderzoek. De gegevens uit de drie bestanden worden in dit verslag met elkaar verbonden om de ontwikkeling in de mobiliteit tussen 1980 en 1983 te vergelijken met die tussen 1983 en 1985 en met die tussen 1985 en 1988.

Om uitspraken te kunnen doen over de beroepsmobiliteit gedurende een langere periode dan de periode die wordt bestreken door de OSA-enquêtes, zijn ook de retrospectieve gegevens geanalyseerd voor de gehele beroepsloopbaan van mannen uit een enquête die in 1982 door Ultee & Sixma is gehouden. Voor uitspraken over veranderingen in statusinconsistentie in de loop der tijd, zijn de Leefsituatiesurveys geanalyseerd die het Centraal Bureau voor de Statistiek in 1974 en 1977 heeft gehouden, alsmede het bestand van de enquête die in 1982 in het kader van het Nationaal Programma Arbeidsmarkt Onderzoek is uitgevoerd. De gegevens hiervan worden vergeleken met die uit de in elkaar geschoven bestanden OSA85 en OSA86, en met die uit OSA88.

Gezien het gebruik van zo veel verschillende bestanden en de bewerking daarvan met allerlei hercodeersleutels, is het niet doenlijk gebleken in dit rapport op zodanige wijze over de data-analyse te berichten, dat andere onderzoekers de analyse van de eerste tot en met de laatste stap geheel na kunnen doen. Op aanvraag zijn invoerbeschrijvingen verkrijgbaar. Voor de lezer kan vooral de loglineaire analyse van (mobiliteits)tabellen nieuw zijn. Daarom zijn, met uitzondering van hoofdstuk 3, alle geanalyseerde tabellen in de tekst opgenomen. Dit maakt het de lezer mogelijk niet alleen de analyse over te doen, maar ook andere loglineaire modellen toe te passen.

1.2 Totale en relatieve mobiliteit: twee methoden van analyse

Voorafgaand aan de beantwoording van bovenstaande vragen volgt eerst een afzonderlijke paragraaf over de wijze waarop in dit rapport tabellen voor mobiliteit, statusinconsistentie en exogamie zullen worden geanalyseerd. Vertrekpunt is een denkbeeldige tabel (Tabel 1.1) waarin, voor een samenleving X die uit 1000 personen bestaat die allemaal een beroep hebben en hadden, iemands beroepspositie op tijdstip t_1 is afgezet tegen de beroepspositie van deze persoon op t_2 . De beroepsposities zijn op beide tijdstippen op dezelfde wijze ingedeeld, en wel in "hoge" en "lage". De resulterende vierkante tabel is dus een 2×2 tabel. Ze geeft de mobiliteit tussen twee tijdstippen weer.

Naar aanleiding van een dergelijke tabel kan de vraag worden beantwoord welk deel van de bevolking van deze samenleving mobiel is. Aangezien 20% van de bevolking van een lage naar een hoge beroepspositie is gestegen, en 20% van een hoge naar een lage beroepspositie is gedaald, is in totaal 40% van de bevolking mobiel. Naast deze percentages kan men uitstroom- en instroompercentages berekenen. Van de personen met aanvankelijk een hoge positie daalt 40%; van de personen met aanvankelijk een lage positie stijgt 40%. Beide percentages kunnen worden opgevat als uitstroompercentages. Van de personen die op t_2 een hoge positie hebben is 40% gestegen; van de personen die op t_2 een lage positie hebben is 40% gedaald. Deze beide percentages kunnen als instroompercentages worden opgevat. Of deze percentages als hoog of als laag zijn te beoordelen, hangt natuurlijk af van de maatstaf waartegen wordt vergeleken.

Het berekenen van mobiliteitspercentages verschaft nog geen antwoord op vragen over verdelingsprocessen. Bij de berekening wordt immers geen rekening gehouden met de mogelijkheid dat de wedijver om de posities op een later tijdstip tussen mensen die op een bepaald tijdstip een hoge positie innemen en mensen die op dat tijdstip een lage positie hebben, een ongelijke uitkomst kan hebben voor deze beide groepen mensen. Omdat bij de berekening van de mobiliteitspercentages de frekwenties in de randverdelingen (randtotalen) steeds als basis worden genomen, kan men zeggen dat mobiliteitspercentages een antwoord geven op vragen over de totale mobiliteit in een samenleving over een bepaalde periode.

Tabel 1.1 Een denkbeeldige mobiliteitstabel

		t_2		
		hoog	laag	
t_1	hoog	300	200	500
	laag	200	300	500
		500	500	1000

Indien wedijver tot onderwerp van mobiliteitsvragen wordt genomen, dan gaat het om de volgende vraag: hoe ongelijk is de uitkomst van de wedijver op t_2 om de hoge posities tussen de mensen die op t_1 een hoge positie hadden en de mensen die op t_1 een lage positie innamen? Het is niet direct duidelijk hoe een dergelijke vraag beantwoord kan worden. Voor een antwoord beschouwen we opnieuw Tabel 1.1.

Volgens Tabel 1.1 is voor een persoon die op t_1 al een hoge positie had de kans om op t_2 opnieuw een hoge positie in te nemen 0.6 (300/500), terwijl voor deze persoon de kans op een lage positie op t_2 0.4 is. Voor deze persoon is de kans op een hoge positie (in dit geval: stabiliteit) hoger dan de kans op een lage positie (hier: daling). De verhouding of "odds" van deze twee kansen is 1.5 (0.6/0.4).

Voor een persoon die op t_1 een lage positie had, is de kans op een hoge positie op t_2 0.4 (200/500) en op een lage positie 0.6 (300/500). Voor die persoon is de kans op een hoge positie (nu: stijging) dus kleiner dan de kans op een lage positie (dat wil zeggen: stabiliteit). De "odds" van deze twee kansen is 0.67 (0.4/0.6).

Omdat de "odds" van een hoge ten opzichte van een lage positie voor personen die reeds een lage positie hebben niet gelijk is aan de "odds" voor personen die al een hoge positie innemen, heeft de wedijver in samenleving X een ongelijke uitkomst. Een maat voor deze ongelijkheid is de "odds ratio": de "odds" voor de personen met aanvankelijk een hoge positie gedeeld door de "odds" voor de personen met een lage positie. In dit geval is de "odds ratio" 2.25 (1.5/0.67). In een samenleving met "gelijke kansen" is de odds ratio 1. Naarmate de odds ratio meer verschilt van 1, heeft wedijver een ongelijkere uitkomst. Men kan ook zeggen dat naarmate de odds ratio meer van 1 verschilt, de lagen van een samenleving des te minder open en des te meer gesloten zullen zijn. De onderkenning dat de odds ratio een goede maat is voor de ongelijke uitkomst van wedijver is binnen de stratificatiesociologie voor het eerste gemaakt door Goldthorpe (1978, 1980: 77).

Omdat de odds ratio een goede karakterisering geeft van de mate waarin wedijver tot ongelijke uitkomsten leidt, heeft de berekening en modellering van odds ratio's in dit rapport de voorkeur boven de bepaling van mobiliteitspercentages. Of zoals in de literatuur over stratificatie en mobiliteit wel is gezegd: de belangstelling dient niet zo zeer uit te gaan naar de totale als wel naar de relatieve mobiliteit. Er zijn echter meer redenen voor die voorkeur.

Bij bovenstaande berekening van de odds ratio is van de randverdelingen van Tabel 1.1 gebruik gemaakt. Dat was echter niet nodig. Men verkrijgt de odds ratio ook, en sneller, door het product van de frekwenties in de cel links boven en de cel rechts beneden te delen door het product van de frekwenties in de cel rechts boven en de cel links onder. Om deze reden wordt de odds ratio ook wel de kruisverhouding genoemd. Tevens blijkt hieruit dat de odds ratio niet vastgelegd wordt door de randverdelingen. Enig spelen met zelfbedachte tabellen leert dat mobiliteitspercentages daarentegen afhankelijk zijn van veranderingen in de omvang van sociale lagen in de loop der tijd. Dit geldt ook voor de zogenaamde dispariteitsratio: de kans van een persoon met een hoge herkomst op een hoge bestemming gedeeld door de kans van een persoon met een lage herkomst op een hoge bestemming. Ook daarom verdienen odds ratio's de voorkeur boven mobiliteitspercentages en dispariteitsratio's.

Eigenlijk ligt het nogal voor de hand dat er in een samenleving stijging op de maatschappelijke ladder moet zijn wanneer in de randverdelingen van een mobiliteitstabel het aantal hoge posities tussen t_1 en t_2 is toegenomen. In een samenleving waarin sociale lagen niet van omvang veranderen kan iedereen stabiel zijn; in een samenleving waarin de bovenlaag groeit, moeten er in ieder geval mensen stijgen. Dit wordt verduidelijkt aan de hand van Tabel 1.2 en Tabel 1.3. Tabel 1.2 heeft dezelfde randverdelingen als Tabel 1.1, maar mobiliteitspercentages van nul. In Tabel 1.3 zijn er op t_2 100 hoge posities meer dan op t_1 , en 100 lage posities minder. Het minimale aantal stijgers als percentage van de gehele bevolking is volgens deze tabel 10%. Bij de evaluatie van de hoeveelheid mobiliteit wil men afzien van deze zogenaamde "gedwongen" mobiliteit. Tegenover de stijging naar hogere beroepsposities, staat geen daling naar lagere beroepsposities. Er is geen "echte" uitwisseling tussen de boven- en de onderlaag. Er is alleen

maar stijging omdat er meer hoge posities zijn gekomen. Het zou onjuist zijn op basis hiervan te concluderen dat de bovenlaag "opener" is geworden.

Van veranderingen in de randtotalen ziet men af door de berekening van odds ratio's. De randverdelingen van Tabel 1.4 zijn dezelfde als die van Tabel 1.3; de odds ratio voor deze tabel is gelijk aan die van Tabel 1.1. In Tabel 1.4 zijn de percentages stijgers en dalers verschillend van die in Tabel 1.1.

Tabel 1.2 tot en met 1.4 Drie denkbeeldige mobiliteitstabellen

Tabel 1.2

		t ₂		
		hoog	laag	
t ₁	hoog	500	0	500
	laag	0	500	500
		500	500	1000

Tabel 1.3

		t ₂		
		hoog	laag	
t ₁	hoog	500	0	500
	laag	100	400	500
		600	400	1000

Tabel 1.4

		t ₂		
		hoog	laag	
t ₁	hoog	348	152	500
	laag	252	248	500
		600	400	1000

Het beeld dat mobiliteitspercentages en dispariteitsratio's verschaffen wordt dus vertroebeld door veranderingen in de randtotalen van één tabel. Het wordt dat ook door de uiteenlopende omvang van sociale lagen tussen tabellen. Dit vormt een extra reden om odds ratio's te verkiezen boven mobiliteitspercentages en dispariteitsratio's. Dit wordt verduidelijkt aan de hand van Tabel 1.5 en Tabel 1.6.

Tabel 1.5 heeft dezelfde randverdelingen als Tabel 1.1, maar de odds ratio is 1. Tabel 1.6 heeft ook een odds ratio van 1, maar nu zijn er zowel op t_1 als op t_2 600 hoge posities en 400 lage. Tabel 1.6 geeft hogere percentages voor stijging uit de onderlaag en lagere percentages voor daling uit de bovenlaag te zien dan Tabel 1.5. Maar ook bij dit resultaat dient rekening te worden gehouden met de omvang van de bovenlaag. Wanneer de bovenlaag in een samenleving groter is, is het sowieso gemakkelijker uit de onderlaag naar die laag te stijgen en moeilijker uit die laag te dalen. Ook dit effect wordt buiten beschouwing gelaten bij berekening van odds ratio's. De randtotalen van Tabel 1.7 zijn dezelfde als die van Tabel 1.6, terwijl de odds ratio dezelfde is als die van Tabel 1.1.

Tabel 1.5 tot en met 1.7 Drie andere denkbeeldige mobiliteitstabellen

Tabel 1.5

		t_2		
		hoog	laag	
t_1	hoog	250	250	500
	laag	250	250	500
		500	500	1000

Tabel 1.6

		t_2		
		hoog	laag	
t_1	hoog	360	240	600
	laag	240	160	400
		600	400	1000

Tabel 1.7

		t_2		
		hoog	laag	
t_1	hoog	407	193	600
	laag	193	207	400
		600	400	1000

Op basis van de hoeveelheid relatieve mobiliteit kunnen nauwkeuriger antwoorden worden gegeven op mobiliteitsvragen dan op basis van de totale mobiliteit. Immers, niet alleen kan men verwachten dat op één tijdstip de lagen van een samenleving sterk in omvang verschillen, daarnaast kan men verwachten dat in de loop der tijd sommige lagen groeien en andere inkrimpen. Gezond verstand zegt dat de top van een samenleving minder mensen omvat dan haar onderlagen. En wat de veranderingen in de omvang van lagen betreft: er is veel onderzoek verricht naar de vraag of de ontwikkelingen in de beroepsstructuur van een samenleving zodanig zijn dat er steeds meer hogere en steeds minder lagere banen komen, of dat er steeds minder hogere en steeds meer lagere banen komen, of dat zowel het aantal hoogste als het aantal laagste banen groeit. De mogelijkheid dat beroepsstructuren niet veranderen is, terecht, bij niemand opgekomen. In alle gevallen wordt verondersteld dat de veranderingen in de beroepsstructuren door autonome (technologische) ontwikkelingen tot stand komen. Wanneer wordt afgezien van uittrekking en toetreding tot de beroepsbevolking, belichamen de randverdelingen van een tabel waarin iemands beroep op t_1 tegen iemands beroep op t_2 is gekruist, de veranderingen in de beroepsstructuur tussen t_1 en t_2 .

Aannemend dat mobiliteitstabellen met behulp van odds ratio's dienen te worden geanalyseerd, rijst de vraag hoe 3×3 , 4×4 en nog fijnere tabellen kunnen worden geanalyseerd. Terwijl een 2×2 tabel met één odds ratio kan worden gekarakteriseerd, levert de analyse van een 3×3 tabel vier onafhankelijke odds ratio's op: één voor de wedijver om hoge dan wel middenbestemmingen tussen mensen met een hoge en mensen met een middenherkomst, één voor de wedijver om midden- dan wel lage bestemmingen tussen mensen met een hoge en mensen met een middenherkomst, één voor de wedijver om een hoge dan wel een middenbestemming tussen mensen met een middenherkomst en mensen met een lage herkomst, en één voor de wedijver om een midden- dan wel lage bestemming tussen mensen met een middenherkomst en mensen met een lage herkomst. Om door de bomen het bos te blijven zien, zullen datareductie-technieken moeten worden toegepast. Deze technieken komen neer op het modelleren van de odds ratio's.

Hier wordt de analysetechniek van belang die als loglineaire analyse bekend staat. Loglineaire analyse stelt ons in staat om modellen voor odds ratio's te maken. Een van de mogelijkheden is te toetsen of de vier hierboven omschreven odds ratio's aan elkaar gelijk zijn: het model van uniforme associatie. Afhankelijk van de onderzoeksvragen zijn talrijke andere loglineaire modellen mogelijk. Een meer formele uiteenzetting over loglineaire modellen wordt in de Appendix gegeven.

Wanneer men bestaande mobiliteitstabellen beziet die op een groter aantal van hoog naar laag geordende sociale lagen betrekking hebben, ligt de veronderstelling voor de hand dat, juist wanneer de gevolgen van de grootte van de randverdelingen worden uitgeschakeld, mobiliteit over grotere afstand minder vaak voorkomt dan die over kleinere afstand. In de regel bevinden de meeste eenheden zich in de cellen die op stabiliteit duiden (de hoofddiagonaal van een mobiliteitstabel), een geringer aantal in de cellen die op een verandering van één stap neerkomen (de cellen net naast de cellen op de hoofddiagonaal, de eerste nevendagonalen), een nog geringer aantal in de cellen met de mensen die twee stappen van plaats zijn veranderd (de tweede nevendagonalen), enz. Het idee van hoofd- en nevendagonalen wordt verduidelijkt in Tabel 1.8. De hoofddiagonaal van een mobiliteitstabel wordt ook wel korthedshalve de diagonaal genoemd.

Is het mogelijk met behulp van loglineaire modellen de hypothese te toetsen, dat bij toenemende afstand de mobiliteit geringer zal zijn? Welnu, er kan worden aangetoond dat het model van uniforme associatie neerkomt op een model waarin de dichtheid in de cellen afneemt met het kwadraat van het aantal stappen verandering dat is opgetreden tussen t_1 en t_2 . Het model van

uniforme associatie belichaamt dus de voor de hand liggende hypothese dat naarmate de afstand tussen twee sociale lagen groter is, de mobiliteit tussen die lagen kleiner is. Het is natuurlijk mogelijk dat de mobiliteit afneemt met het absolute aantal stappen verandering tussen t_1 en t_2 . Het hiermee corresponderende loglineaire model staat bekend als het stapmodel.

Tabel 1.8 De hoofd- en nevendagonalen van een 5*5 mobiliteitstabel; H: cellen op de hoofddiagonaal; EN: cellen op de eerste nevendagonalen; TN: cellen op de tweede nevendagonalen; DN: cellen op de derde nevendagonalen; VN: cellen op de vierde nevendagonalen

		t_2				
		hoog			laag	
t_1	hoog	H	EN	TN	DN	VN
		EN	H	EN	TN	DN
		TN	EN	H	EN	TN
		DN	TN	EN	H	EN
	laag	VN	DN	TN	EN	H

Gezien het bovenstaande zijn de resultaten van loglineaire analyse niet alleen in termen van odds ratio's interpreteerbaar, maar ook in termen van verwachte frekwenties (of dichtheden) in cellen. Bij de toepassing van loglineaire modellen kan men de verwachte frekwenties af laten hangen van de totale frekwentie van de rij waarin de cel zich bevindt en van de totale frekwentie in de kolom waarvan deze cel deel uit maakt. Hiermee zijn eventuele verschillen tussen de randverdelingen verdisconteerd. Daarnaast is het met een loglineair model mogelijk de dichtheid voor een groep cellen afhankelijk te stellen van een bepaald gemeenschappelijk kenmerk van die cellen. Dat kenmerk kan zijn dat de cellen zich op de hoofddiagonaal van de tabel bevinden, of op één van de eerste nevendagonalen, of op één van de tweede nevendagonalen, enz. Aldus verkrijgt men modellen waarin de wijze waarop de dichtheden in de cellen afnemen met de (sociale) afstand wordt gemodelleerd. Men voorspelt dan dat dichtheden op de hoofddiagonaal hoger zijn dan op de eerste nevendagonalen, die op de eerste nevendagonalen hoger dan op de tweede, maar dat het eerste stapje een ander effect heeft dan het tweede stapje, enz.

Des te hoger de dichtheden in een hoofddiagonaalcel zijn, des te "geslotener" is deze beroeps categorie. De dichtheden op de eerste nevendagonalen geven aan in hoeverre de mobiliteit die zich voordoet mobiliteit is waarbij slechts sprake is van een verandering van één stap. De dichtheden op de tweede nevendagonalen geven aan in hoeverre de mobiliteit die zich voordoet mobiliteit is waarbij sprake is van verandering in twee stappen, enz. Op deze wijze kan de stabiliteit en de mobiliteit in een tabel worden gemodelleerd.

Het aanpassen van een loglineair model aan de data levert parameterschattingen op. Hoe strikter (dat wil zeggen met weinig parameters) het model is geformuleerd, in des te meer opzichten (=vrijheidsgraden) de data af kunnen wijken van het model. De "afstand" tussen de data en het model wordt de deviantie genoemd. De deviantie is bij benadering chi-kwadraat verdeeld. De mate waarin het model past wordt dan ook beoordeeld door de kritische waarde van de deviantie op te zoeken in een chi-kwadraat tabel onder het aantal vrijheidsgraden van dit model.

Strikt genomen mogen alleen parameters van goed passende modellen worden geïnterpreteerd; voorzichtigheid is geboden bij de interpretatie van parameters van modellen die niet passen, omdat het toevoegen van extra effecten aan het model parameters drastisch van waarde kan doen veranderen. Wanneer de belangrijkste effecten het eerst worden opgenomen, hoeft men daarvoor echter niet al te bezorgd te zijn. In de praktijk blijkt het zoeken naar modellen die strikt passen er toe te leiden dat het onderscheid tussen statistische significantie en inhoudelijke relevantie uit het oog wordt verloren. De effecten die opgenomen blijken te moeten worden om een model volledig passend te maken, zijn relatief klein in vergelijking met de effecten die al in het model waren opgenomen.

De parameterschattingen van een model in combinatie met hun standaardfouten geven een indruk van de grootte van de effecten. Wanneer men een hypothese heeft die inhoudt dat sommige effecten groter zijn dan andere (bijvoorbeeld de hypothese dat dichtheden op de hoofddiagonaal groter zijn dan die op de eerste nevendagonalen), kan die hypothese op haar houdbaarheid worden beoordeeld door vergelijking van de geschatte parameters.

Tabel 1.1 is een tabel voor intragenerationele mobiliteit: de hoogte van iemands beroepspositie op een bepaald tijdstip is afgezet tegen de hoogte van de beroepspositie van dezelfde persoon op een later tijdstip. Niet alleen tabellen voor intragenerationele mobiliteit kunnen met behulp van loglineaire technieken worden geanalyseerd. Ook tabellen voor intergenerationele mobiliteit kunnen met behulp van loglineaire modellen bestudeerd worden, bijvoorbeeld tabellen waarin iemands eerste beroepspositie is gekruist tegen die van iemands vader toen de persoon nog een leerplichtig kind was.

Ook bij de analyse van intergenerationele mobiliteitstabellen is het gewenst de gevolgen van randtotalen uit te schakelen. In de onderzoekspraktijk blijkt de positie van ouders in het algemeen lager te zijn dan die van hun kinderen. Van dit effect van veranderende randtotalen wil men afzien. Deze verandering in de randtotalen kan teruggevoerd worden op het feit dat in het verleden de beroepsstructuur voor vaders minder gunstig was dan voor zonen nu. Dit behoeft echter niet de enige factor te zijn die een rol speelt: het is bijvoorbeeld ook mogelijk dat vaders met een hoog beroep minder kinderen hebben dan vaders met een laag beroep, en dat in het verleden personen met een hoog beroep minder vaak trouwden en zo geen kinderen kregen. Hoe het ook zij, als men wil bepalen hoe ongelijk de uitkomst van de wedijver tussen mensen met uiteenlopende herkomst om bepaalde bestemmingen is, wil men afzien van de effecten van mogelijk uiteenlopende randtotalen van een intergenerationele mobiliteitstabel.

Daarnaast zijn loglineaire technieken toepasbaar bij de analyse van tabellen voor statusinconsistentie en voor exogamie. Wanneer meer mensen hoger onderwijs gaan volgen, maar de verdeling van functieniveaus gelijk blijft, moet noodzakelijkerwijze het percentage statusinconsistente personen veranderen. Het is dus niet alleen zaak de totale statusinconsistentie uit te rekenen, maar ook de relatieve statusinconsistentie, dat wil zeggen de statusinconsistentie na uitschakeling van de gevolgen van de randtotalen. Overigens: wanneer de mate van relatieve statusinconsistentie met loglineaire modellen wordt bepaald, is het geenszins nodig dat bijvoorbeeld het aantal onderscheiden onderwijscategorieën gelijk is aan het aantal onderscheiden functieniveaus. Ook niet-vierkante tabellen kunnen loglineair worden geanalyseerd.

Uit tabellen waarin het onderwijs van mannen is gekruist tegen dat van hun echtgenote, blijkt in de regel dat het percentage mannen met meer onderwijs dan hun echtgenote hoger is dan het percentage vrouwen met meer onderwijs dan hun echtgenoot. Verwonderlijk is deze bevinding niet: volgens de randverdelingen van een exogamietabel hebben mannen gemiddeld meer onderwijs dan hun echtgenote, iets dat te verwachten is in een samenleving waarin vrouwen

zijn achtergesteld en bijna iedereen een (huwelijks)partner heeft. Daarom dient naast de totale exogamie ook de relatieve exogamie te worden bepaald.

2 Intra- en intergenerationale mobiliteit

Mobiliteit kan langs verschillende dimensies van stratificatie plaats hebben. In de paragrafen 2.2, 2.3 en 2.4 wordt de mobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 langs drie dimensies vastgesteld:

- de mobiliteit voor wat betreft de klasse waartoe een persoon in 1980 en in 1985 op grond van diens beroep behoort,
- de mobiliteit van personen met betrekking tot hun functieniveau, en
- de mobiliteit voor wat betreft het prestige van het beroep van een persoon in 1980 en in 1985.

In alle drie de gevallen gaat het om de wijze waarop een schaars goed verdeeld is over personen. In paragraaf 2.2 wordt een hogere klasse dus als een schaars goed opgevat, in 2.3 een hoog functieniveau, en in 2.4 een hoog beroepsprestige. Telkens wordt de vraag gesteld in hoeverre de mensen die op een bepaald tijdstip een schaars goed hadden, dat op een later tijdstip nog hebben.

Gezien de mogelijke beperktheid van vragen die alleen betrekking hebben op mensen met een beroep, worden in paragraaf 2.5 werklozen in de beschouwing betrokken. In paragraaf 2.6 wordt de tabel voor de beroepsprestigemobiliteit tussen 1980 en 1985 gesplitst in twee mobiliteitstabellen die een ongeveer even grote periode bestrijken. De mobiliteit in die tabellen wordt vergeleken met de mobiliteit in de tabel voor het tijdvak tussen 1985 en 1988. In paragraaf 2.7 wordt ingegaan op de vraag of de mobiliteit van individuen gedurende één periode niets uitstaande heeft met hun mobiliteit tijdens een daarop aansluitende periode of dat zich juist cumulaties in het proces van beroepsprestigemobiliteit voordoen.

Intragenerationele mobiliteit heeft betrekking op veranderingen in beroepsprestige (klasse, functieniveau) tijdens iemands beroepsloopbaan. Behalve vragen over dit verschijnsel, zijn vragen mogelijk over **intergenerationale mobiliteit**: veranderingen in beroepsprestige tussen generaties. Een voorbeeld van een vraag over intergenerationale mobiliteit is de vraag naar het verschil tussen het prestige (klasse, functieniveau) dat een persoon op latere leeftijd op grond van het eigen beroep heeft, en het prestige (klasse, functieniveau) van het beroep van de vader van deze persoon toen deze persoon jong was en nog in het ouderlijk huis vertoefde. De vragen in paragraaf 2.2 tot en met 2.7 zijn vragen over intragenerationele mobiliteit. In paragraaf 2.8 wordt de intragenerationele beroepsprestigemobiliteit van personen tussen 1980 en 1985 vergeleken met de intergenerationale beroepsprestigemobiliteit (beroepsprestige van iemands eerste beroep vergeleken met het beroep van de vader van die persoon op twaalfjarige leeftijd).

In Nederland is het gebruikelijk beroepstitels te coderen volgens de viercijferige beroepen-classificatie van het CBS (CBS 1984). Deze classificatie is een zogenaamde "geneste" classificatie: categorieën die bij een bepaalde opdeling ontstaan, worden verder uitgesplitst, deze op hun beurt nog een keer onderverdeeld, enz. De CBS-beroepenclassificatie kent acht beroepssectoren (het eerste cijfer). Deze zijn onderverdeeld in 86 beroepsklassen (het eerste en tweede cijfer). De beroepsklassen omvatten 317 beroepsgroepen (het eerste, tweede en derde cijfer). Die beroepsgroepen bestaan weer uit 868 beroepen (alle vier de cijfers). De classificatie (zowel van sectoren, klassen, groepen en beroepen) is nominaal. De algemene mening is dat ze, door haar gedetailleerdheid, voor verschillende onderzoeksdoelen bruikbaar is, maar dat voor de verwezenlijking van deze specifieke doelen eerst hiertoe geëigende hercoderingen moeten worden toegepast.

In de loop der tijd zijn in Nederland drie hercoderingen van de CBS beroepenclassificatie in omloop geraakt. Eén daarvan levert een intervallschaal op: een indeling van beroepsklassen en beroepsgroepen naar hun prestige. Een andere leidt tot een ordinale schaal: een indeling van beroepen naar functieniveau. De eerstgenoemde hercodering wordt in paragraaf 2.3 gebruikt, de andere in 2.2. In paragraaf 2.1 wordt een derde hercodering gebruikt, die een gedeeltelijk ordinale schaal oplevert. Deze schaal heeft betrekking op zogenaamde economische klassen, niet te verwarren met de beroepsklassen van de CBS-beroepsclassificatie.

De drie hercoderingen verschillen iets van elkaar in de wijze van de behandeling van foutieve CBS-beroepencodes als gevolg van codeer- en typefouten. Deze fouten worden bij de sleutel voor de omcodering naar functieniveau altijd uit de analyse verwijderd, terwijl de sleutel voor omcodering naar beroepsprestige en economische klasse ze vaak in de analyse laat omdat de twee laatste cijfers van een beroepencode veelal niet nodig zijn voor de vaststelling van de beroepsprestigecode. Daarom zijn in het onderstaande de totale aantallen van tabellen voor functieniveaumobiliteit lager dan die voor beroepsprestigemobiliteit en klassenmobiliteit. Uit de OSA-bestanden voor 1985 en 1986 zijn de personen geselecteerd waarvoor de CBS-code van hun beroep begin 1980 én medio 1985 bekend was. Het aantal na omcodering te analyseren eenheden ligt telkens iets boven de 3000.

Tenslotte: in het onderstaande worden soms gemakshalve de uitdrukkingen klassenmobiliteit, functieniveaumobiliteit en beroepsprestigemobiliteit onder één noemer gebracht met de term sociale mobiliteit.

2.1 Wisseling van baan en sociale mobiliteit

Alvorens enige tabellen voor klassen-, functieniveau- en beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 diepgaand worden geanalyseerd, een algemene opmerking en enkele hierop aansluitende bevindingen.

In het arbeidsmarktonderzoek heeft de bestudering van de mate waarin mensen van baan wisselen en de factoren die daarop van invloed zijn een hoge vlucht genomen. Het vertrekpunt van deze paragraaf is nu dat wanneer een persoon van baan wisselt (een nieuwe werkgever, een andere baan bij dezelfde werkgever), die persoon nog niet van economische klasse hoeft te zijn veranderd. Hetzelfde geldt voor de relatie tussen baanwisseling en functieniveaumobiliteit en de relatie tussen baanwisseling en beroepsprestigemobiliteit. Vragen over die sociale mobiliteit zijn echter wel zo interessant, en wel met name vanuit het gezichtspunt van de distributieve functie van werking van arbeidsmarkten. De in de volgende paragrafen te analyseren tabellen hebben dan ook niet betrekking op alle baanwisselingen, maar alleen op die wisselingen welke met een verandering van klasse, respectievelijk functieniveau, respectievelijk beroepsprestige, gepaard zijn gegaan. Wanneer een andere baan in dezelfde klasse als de eerdere baan valt, respectievelijk hetzelfde functieniveau heeft, respectievelijk een gelijk prestige toegekend krijgt, dan is die persoon in de terminologie van dit rapport op de betreffende dimensie tussen 1980 en 1985 stabiel gebleven.

Baanwisseling is dus wat anders dan sociale mobiliteit. De volgende gegevens mogen dit verduidelijken. Volgens de data die in de komende paragrafen uitgebreider worden geanalyseerd, heeft 19% van de personen in 1985 een andere baan dan in 1980, terwijl 7% in 1985 tot een andere economische klasse behoort dan in 1980. Het percentage met een ander functieniveau is 6, en dat met een ander prestige is 9. Een belangrijk deel van de arbeidsmarktmobiliteit is dus geen sociale mobiliteit in de zin van stijging of daling wat betreft beroepsprestige, functieniveau of economische klasse. Voor een individu spelen bij het veranderen van baan klaarblijkelijk in sterke mate ook andere factoren een rol. In deze paragraaf gaat het echter niet zozeer om de verklaring waarom individuen van baan wisselen, maar veeleer om vast te stellen hoe open de Nederlandse samenleving (afgemeten aan klassenmobiliteit, functieniveaumobiliteit en beroepsprestigemobiliteit) op bepaalde tijdstippen is geweest.

2.2 Klassenmobiliteit

2.2.1 Alle respondenten

Een vaste sleutel om beroepstitels volgens de officiële beroepenclassificatie van een land naar een schema van economische klassen te hercoderen, is voor het eerst gebruikt door de Britse socioloog Goldthorpe. Dit gebeurde in het kader van onderzoek naar mobiliteit binnen de klassenstructuur van de Britse samenleving in 1972, zowel inter- als intragenerationeel. Onder "klasse" wordt hierbij verstaan beroepen met een overeenkomstige markt- en werksituatie (Goldthorpe & Llewellyn 1977: 259, Goldthorpe 1980: 39).

Deze sleutel is daarna bijgesteld in onderzoek naar de verschillen in mobiliteit tussen Frankrijk, Groot-Brittannië en Zweden. Naar de auteurs van de publicaties over dit vergelijkend onderzoek, heet het resulterende schema sindsdien de EGP-classificatie (Erikson, Goldthorpe en Portocarero 1978). Nadien is dit schema door Erikson & Goldthorpe gebruikt in onderzoek waarin de intergenerationele klassenmobiliteit in een tiental industrielanden wordt vergeleken (Erikson & Goldthorpe 1987). Een Nederlandse versie van de hercodeersleutel, wel aangeduid als de UMS-sleutel, is in 1987 gebruikt in een studie van Ganzeboom, Luijkx, Dessens, P. de Graaf, N.D. de Graaf, Jansen & Ultee (de leden van het Utrecht Mobility Seminar) naar de trend in intergenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1970 en 1986. Voor deze paragraaf over intragenerationele mobiliteit zijn coderingen van beroepen volgens de classificatie van het CBS met de UMS-sleutel gehercodeerd.

De omschrijving van de klassen uit het EGP-schema luidt als volgt:

- I - grote zelfstandigen, hogere leidinggevenden, academische beroepen
- II - lagere leidinggevenden en geschoolde hoofdarbeid
- III - routinematige hoofdarbeid
- IVa - kleine zelfstandigen met personeel
- IVb - kleine zelfstandigen zonder personeel
- IVc - zelfstandige boeren
- V - supervisors handarbeid, hooggeschoolde handarbeid
- VI - geschoolde handarbeid
- VIIa - geoefende en ongeschoolde handarbeid
- VIIb - landarbeid.

Om CBS-beroepencodes naar het EGP-klassenschema te kunnen hercoderen, is dus naast de beroepstitel informatie vereist over het feit of mensen in loondienst dan wel zelfstandig werkzaam zijn, en over het feit of mensen leiding geven. Het laatste komt in de regel tot uitdrukking in de beroepstitel, het eerste niet. Volgens het EGP-schema staan de klassen I en II boven alle andere beroepen, en de klassen VI en VIIa en VIIb onder alle overige. De tussenliggende klassen zijn niet onderling gerangschikt, wat betekent dat een beweging van bijvoorbeeld III naar V niet als daling (of stijging) wordt opgevat. Verder staat I boven II, terwijl VI boven VIIa en VIIb staat.

Op grond van de enquêtes OSA85 en OSA86 is met de UMS-hercodeersleutel een tabel vervaardigd waarin de klasse van iemands beroep medio 1985 is afgezet tegen diens beroepsklasse in januari 1980 (Tabel 2.1).

Tabel 2.1 Intragenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985; absolute aantallen (voor de omschrijving van de klassen, zie tekst)

1985	I	II	III	IVa	IVb	IVc	V	VI	VIIa	VIIb	%
1980											
I	165	8	3	0	1	0	0	2	0	0	179 6
II	8	652	17	2	1	0	2	2	0	0	684 22
III	4	31	815	1	4	0	0	10	20	1	886 29
IVa	2	0	0	17	0	0	0	1	0	0	20 1
IVb	1	3	3	0	43	0	0	2	4	0	56 2
IVc	0	0	1	0	0	38	0	0	1	0	40 1
V	1	0	0	0	1	0	21	1	0	0	24 1
VI	0	11	9	1	0	3	0	538	21	2	585 19
VIIa	1	6	16	0	1	0	0	12	484	3	523 17
VIIb	0	1	1	0	1	0	0	0	0	41	44 1
	182	712	865	21	52	41	23	568	530	47	3041
%	6	23	28	1	2	1	1	19	17	2	

Tabel 2.1 kan, gedachtig paragraaf 1.2 van dit rapport, op twee manieren worden geanalyseerd. Eerst op de manier waarbij percentages worden berekend en waarbij vragen over de totale mobiliteit worden beantwoord. Over de periode 1980-1985 is 93 % van de personen niet van klasse veranderd. Het percentage dalers bedraagt 3, en het percentage stijgers is 4. Minder dan 0.5 % is van klasse veranderd zonder dat dit stijging of daling in de klassenstructuur van de Nederlandse samenleving betekent. Voor de personen uit de drie onderste klassen is de kans op stijging naar één van de zeven klassen daarboven 0.04; voor personen uit de bovenste twee klassen is de kans op een daling naar de acht klassen daaronder 0.03. De kans op stijging naar de bovenste twee klassen uit de onderste drie klassen bedraagt 0.02; de kans op daling naar de onderste drie klassen uit de bovenste twee klassen is 0.01. Hoewel een vergelijkingsmaatstaf ontbreekt, kan zonder aarzeling worden gesteld dat de totale mobiliteit gedurende de onderzochte periode bijzonder gering is. Er is misschien iets meer stijging dan daling. Stijging en daling over korte afstand is groter dan stijging en daling over lange afstand.

Nu de vragen over relatieve mobiliteit. Ze zijn in het algemeen van belang omdat bestudering van de randverdelingen van een doorsnee mobiliteitstabel duidelijk maakt dat niet alle klassen even groot zijn. Dit beïnvloedt natuurlijk de gevonden percentages stijging en daling naar bepaalde klassen. Wanneer men op deze manier vindt dat er meer stijging over korte dan over lange afstand is, zou dit wel eens kunnen omdat er minder heel hoge plaatsen zijn dan plaatsen in het midden. Bij uitspraken over de mobiliteit in een samenleving zou men hiervoor willen corrigeren: men wil weten hoe open klassen zijn, onafhankelijk van hun grootte. Verder blijkt soms bij de bestudering van de randverdelingen van een mobiliteitstabel dat de horizontale randverdeling afwijkt van de verticale. Dit beïnvloedt natuurlijk ook de gevonden totale mobiliteit. Als men bij percentering vindt dat er meer stijging dan daling in een samenleving is, zou dat wel eens kunnen worden teruggeleid op het eenvoudige feit dat de randverdeling die

op het laatste jaar betrekking heeft meer plaatsen in de topregionen te zien geeft en minder in de onderste dan de randverdeling voor het eerste jaar. Er zijn ook theorieën die staande houden dat in de hedendaagse technologisch geavanceerde samenlevingen meer en meer beroepen in de hogere klassen gaan ontstaan (voor een overzicht, zie Form 1987). Dat er in die samenlevingen een hoog stijgingspercentage is, ligt dan voor de hand. Een hoog mobiliteitspercentage behoeft dus niet op de openheid van een samenleving te duiden, omdat het ook tot autonoom verloopende technologische veranderingen kan worden herleid. Wanneer in de analyse rekening wordt gehouden met veranderingen in de omvang van beroepsklassen, dan sluit men een interpretatie van de bevindingen in termen van autonome veranderingen uit.

Zijn deze zaken voor de analyse van Tabel 2.1 van belang? In deze tabel zijn de klassen beslist niet van gelijke omvang. De onderste klassen zijn zowel in 1980 als in 1985 het grootst (38 %), de bovenste klassen het kleinst (28 % in 1980 en 29 % in 1985), terwijl de middenklassen zich naar hun naam gedragen (34 % in 1980, 33 % in 1985). De randverdeling voor 1985 ontloopt die voor 1980 maar weinig. Er lijken iets meer mensen in de bovenste klassen te zijn gekomen. Gezien de betrekkelijk korte duur van de door de mobiliteitstabel bestreken periode, kunnen hier ook geen grote veranderingen worden verwacht. Een analyse van Tabel 2.1 waarbij wordt gecorrigeerd voor verschillen in de omvang van klassen en verschillen tussen randverdelingen is gewenst.

Tabel 2.2 geeft de resultaten van een aantal loglineaire modellen voor relatieve mobiliteit in Tabel 2.1 voor de klassenmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985. Wanneer een gepresenteerd model niet bij de data past, moet dit niet worden opgevat als een verwerping van de in dit model belichaamde hypothese. Die hypothese was veeleer onvolledig, en moet worden aangevuld met één of meer extra effecten. Dat modellen niet zo zeer worden gewijzigd als wel aangevuld, blijkt in tabel 2.2 uit het feit dat latere modellen uitbreidingen zijn van eerdere modellen.

Tabel 2.2 Loglineaire modellen voor een tabel voor intragenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985

model	deviantie	vrijheidsgraden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EK + LK	8405	81	102
2. EK + LK + D	194	80	101
3. EK + LK + D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅	137	76	97
4. EK + LK + D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅ + W	106	75	96
5. EK + LK + D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅ + W + B	101	74	94

EK: klasse in 1980; LK: klasse in 1985; D: diagonaalcellen; D₁: I-I, II-II, III-III; D₂: IVa-IVa, IVb-IVb; D₃: V-V; D₄: VI-VI, VIIa-VIIa; D₅: IVc-IVc, VIIb-VIIb; W(itte boorden): nevendiaagonaal I <-> II, II <-> III; B(lauwe boorden): nevendiaagonaal VI <-> VIIa.

Het eerste model in Tabel 2.2 verschaft de basis voor latere vergelijkingen. Volgens dit model hangt bij gegeven randverdelingen (de effecten EK en LK) iemands klasse in 1980 niet samen met iemands klasse in 1985: het model van statistische onafhankelijkheid, ofwel van de volledige openheid van klassen voor elkaar. Dit model blijkt, gezien haar deviantie, bijzonder slecht bij de data te passen. Bij 81 vrijheidsgraden ligt bij een alpha van 0.05 de kritische deviantie bij net 100.

Model 2 belichaamt de hypothese dat qua intragenerationele klassenmobiliteit de Nederlandse samenleving tussen 1980 en 1985, afgezien van de mobiliteit die door veranderende klassenstructuren wordt afgedwongen, geheel gesloten was. Het geeft een aparte behandeling aan de cellen voor alle wat economische klasse betreft immobiele personen. Die cellen vormen de hoofddiagonaal van de tabel. Om te bepalen in hoeverre personen op de hoofddiagonaal oververtegenwoordigd zijn, wordt aan alle cellen op de hoofddiagonaal dezelfde parameter toegekend. Bij positieve waarden van deze parameter is er sprake van oververtegenwoordiging op de diagonaal, hetgeen duidt op geslotenheid van de klassen.

In model 2 krijgen alle diagonaalcellen dezelfde dichtheidsparemeter. De reductie in deviantie is aanzienlijk, hoewel er nog geen sprake is van een goed passend model. Als model 2 passend zou zijn, zou er, afgezien van afgedwongen mobiliteit op grond van de marginalen, geen sprake zijn van mobiliteit in Tabel 2.1. Omdat de deviantie van model 2 volgens statistische maatstaven te hoog is, worden de parameters van dit model niet geïnterpreteerd. De afname van de deviantie geeft aan dat er sprake is van een oververtegenwoordiging op de diagonaal, zij het dat deze niet maximaal is.

Het is ook mogelijk om één of meer diagonaalcellen een eigen dichtheidsparemeter te geven. Dit gebeurt in model 3. Er wordt nog steeds aangenomen dat er stabiliteit is, maar wordt er tevens toegestaan dat klassen in mate van geslotenheid kunnen verschillen. Niet alle klassen hebben een eigen dichtheidsparemeter gekregen. Beroepsklassen zijn gegroepeerd op basis van hun veronderstelde onderlinge afstand. De diagonaalcellen I-I, II-II en III-III kregen één en dezelfde dichtheid, de cellen IVa-IVa en IVb-IVb eenzelfde (andere) dichtheid, de cellen IVc-IVc en VIIb-VIIb eenzelfde (weer andere) dichtheid, de cellen VI-VI en VIIa-VIIa ook eenzelfde (en nog andere) dichtheid, en cel V-V krijgt haar eigen dichtheid. Dit model heeft een lagere deviantie, maar past nog steeds niet goed.

Model 4 staat voor een iets andere hypothese. Naast de afzonderlijke dichtheidsparemers voor een aantal diagonaalcellen wordt er een zekere mate van mobiliteit verondersteld. De verwachte mobiliteit is echter mobiliteit over kleine afstand. Ze is te vangen met de hypothese "een stapje omhoog of omlaag binnen de witteboordenberoepen". Het model hiervoor neemt dus aan dat er, behalve hoofddiagonaaleffecten, een bepaald nevendiaagonaaleffect in Tabel 2.1 zit, en wel wat betreft de zgn. witteboordenberoepen (klasse I, II en III). De cellen I-II, II-I, II-III en III-II krijgen een extra dichtheid. Die cellen maken deel uit van de eerste nevendiaagonaal boven en onder de hoofddiagonaal.

Blijkens Tabel 2.1 is model 4 met dit nevendiaagonaaleffect meer passend dan model 3, maar de deviantie is nog steeds te hoog. Een extra overeenkomstig nevendiaagonaaleffect voor blauweboordenberoepen (VI en VIIa) leidt tot een iets beter passend en min of meer bevredigend model 5.

Uit de afnemende devianties blijkt dat "er iets aan de hand is" met die cellen die in de modellen een bijzondere behandeling hebben gekregen. Wat is er precies aan de hand? Een antwoord hierop geven de parameters van model 5. Des te meer een parameter voor een bepaalde cel (of cellen) boven nul uitkomt, des te groter is de oververtegenwoordiging in die cel (cellen). De waarden van de parameters van model 5 maken de toetsing van interessante hypothesen mogelijk.

Er is wel eens geopperd dat klassen verschillen in de mate waarin hun leden van plaats verwisselen met die uit andere klassen (vgl. Goldthorpe 1980). Zo zouden de bovenste klassen en de onderste klassen van een samenleving meer gesloten zijn dan de middenklassen. Wat klopt er van deze hypothese volgens de parameters voor de hoofddiagonaalcellen van model 5? De

bovenste klassen van het EGP- of UMS-schema zijn I en II, de onderste VI en VIIa en VIIb, en de middenklassen de overige klassen.

Van alle parameters voor diagonaalcellen is die voor klasse V met een waarde van 13.4 het hoogst: mobiliteit uit en naar die klasse is het geringst, van alle EGP- of UMS-klassen is deze klasse het meest gesloten. De laagste parameterwaarde is 4.1 voor de klassen VI en VIIa. De mobiliteit uit en naar deze klassen is het grootst, zij zijn relatief het meest open. De diagonaalcellen IVc en VIIb hebben de één na hoogste dichtheid (6.5). De diagonaalcellen IVa en IVb hebben een dichtheid van 4.5, net als diagonaalcellen voor de klassen I en II.

De waarden van deze parameters geven aan dat de onderste en de bovenste EGP- of UMS-klassen beslist niet de meest gesloten klassen zijn. Dan immers hadden de hoogste waarden gevonden moeten worden voor de klassen I en II en voor de klassen VI en VIIa. Daar worden evenwel de laagste waarden aangetroffen.

Dan de interpretatie van de parameters voor delen van nevendagonalen van model 5. De parameter voor de cellen op de nevendiaagonaal bij witteboordenberoepen is 1.1 (se = .30); die voor de cellen op de nevendiaagonaal bij blauweboordenberoepen 0.7 (se = .33). Een vergelijking van de grootte van deze twee parameters leert dat mensen met een hoofdarbeidberoep iets minder vast zitten aan dat beroep dan mensen met een handarbeidberoep aan hun beroep vast zitten. Men kan deze parameters het beste vergelijken met die voor de hoofddiagonaalcellen. Aldus wordt de hypothese getoetst dat mobiliteit naar die delen van de nevendagonalen minder voorkomt dan stabiliteit op de hoofddiagonaal. Die hypothese komt er op neer dat parameters voor de cellen op de hoofddiagonaal groter moeten zijn dan die voor de cellen op de eerste nevendiaagonaal. Dit is zo: 1.1, de grootste parameter voor het eerste nevendiaagonaaleffect is beduidend kleiner dan de kleinste waarde van de hoofddiagonaalparameters (4.1).

In de modellen uit deze paragraaf zijn alleen effecten opgenomen voor de eerste nevendagonalen. Dit betekent dat de tabel voor intragenerationele klassenmobiliteit bijzonder veel geslotenheid vertoont: de weinige relatieve mobiliteit die er is, komt neer op een beweging van één stap. De vraag is nu of voor delen van de Nederlandse werkzame bevolking de relatieve mobiliteit verschilt.

2.2.2 Mobiliteit van jongeren en ouderen vergeleken

Analyse van de tabel voor intragenerationele klassenmobiliteit voor de totale werkzame bevolking gaf aanleiding tot de slotsom dat er bijzonder weinig intragenerationele klassenmobiliteit tussen 1980 en 1985 is geweest. In de volgende analyse wordt een onderscheid gemaakt tussen respondenten waarvoor meer en minder mobiliteit kan worden verwacht. Jonge mensen beginnen in een bepaalde klasse en klimmen op om bij een bepaalde leeftijd hun plafond te bereiken. In de literatuur wordt wel aangenomen dat mensen na hun veertigste jaar nauwelijks meer van klasse veranderen. Ook voor respondenten onder deze leeftijd is de intragenerationele mobiliteit echter uiterst beperkt. In totaal is in het bestand OSA85 en OSA86 van de mensen die in 1980 40 jaar of jonger waren na vijf jaar 91 % wat economische klasse betreft stabiel gebleven. Dit is iets minder dan het percentage stabielen van 93 in Tabel 2.1. De vraag is of deze jongeren meer relatieve mobiliteit te zien geven dan de ouderen.

Tabel 2.3.a Intragenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 voor mensen die 40 jaar of jonger in 1980 waren; absolute aantallen (voor de omschrijving van de klassen, zie pagina 16)

1985	I	II	III	IVa	IVb	IVc	V	VI	VIIa	VIIb	%	
1980												
I	96	7	3	0	1	0	0	2	0	0	109	5
II	7	474	16	2	1	0	2	2	0	0	504	23
III	3	30	636	1	4	0	0	10	20	1	705	32
IVa	2	0	0	8	0	0	0	1	0	0	11	0
IVb	0	3	1	0	28	0	0	2	2	0	36	2
IVc	0	0	1	0	0	18	0	0	0	0	19	1
V	1	0	0	0	0	0	12	0	0	0	13	1
VI	0	10	8	1	0	3	0	397	20	2	441	20
VIIa	1	6	13	0	1	0	0	12	317	2	352	16
VIIb	0	1	1	0	1	0	0	0	0	22	25	1
	110	531	679	12	36	21	14	426	359	27	2215	
%	5	24	31	1	2	1	1	19	16	1		

Via de Tabellen 2.3.a en 2.3.b wordt Tabel 2.1 gesplitst in een tabel voor mensen die in 1980 40 jaar of jonger waren, en in een tabel voor mensen die in 1980 ouder dan 40 jaar waren. Hoewel men beide tabellen afzonderlijk kan analyseren, om vervolgens de parameters te vergelijken, is het beter de tabellen tesamen, als een 10*10*2 tabel, te analyseren. De analyse levert dan resultaten op waardoor verschillen tussen de tabellen voor jongeren en ouderen op hun statistische significantie kunnen worden beoordeeld.

Tabel 2.3.b Intragenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 voor mensen ouder dan 40 jaar in 1980; absolute aantallen (voor de omschrijving van de klassen, zie pagina 16)

1985	I	II	III	IVa	IVb	IVc	V	VI	VIIa	VIIb	%
1980											
I	69	1	0	0	0	0	0	0	0	0	70 8
II	1	178	1	0	0	0	0	0	0	0	180 22
III	1	1	179	0	0	0	0	0	0	0	181 22
IVa	0	0	0	9	0	0	0	0	0	0	9 1
IVb	1	0	2	0	15	0	0	0	2	0	20 2
IVc	0	0	0	0	0	20	0	0	1	0	21 1
V	0	0	0	0	1	0	9	1	0	0	11 1
VI	0	1	1	0	0	0	0	141	1	0	144 17
VIIa	0	0	3	0	0	0	0	0	167	1	171 21
VIIb	0	0	0	0	0	0	0	0	0	19	19 2
	72	181	186	9	16	20	9	142	171	20	826
%	9	22	23	1	2	2	1	17	21	2	

De resultaten van deze loglineaire analyse staan in Tabel 2.4. Als de hypothese klopt dat er voor jongeren meer mobiliteit is dan voor ouderen, dan moeten hoofd- en nevendiaagonaalparameters voor jongeren lager zijn. De hoofd- en nevendiaagonaalparameters moeten voor jongeren lager zijn omdat er voor hen minder stabiliteit wordt verwacht. De nevendiaagonaalparameters moeten voor ouderen hoger zijn omdat voor hen de (geringere) mobiliteit die er is, in sterkere mate op mobiliteit van een klein aantal stappen neerkomt.

Tabel 2.4 Loglineaire modellen voor een tabel voor intragenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 naar leeftijd (respondenten jonger dan 40 jaar versus respondenten van 40 jaar of ouder in 1980)

model	devi- antie	vrij- heids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EK + LK + L	8573	180	211
2. EK + LK + L + D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅	305	175	206
3. EK + LK + L * (D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅)	227	170	200
4. EK + LK + L * (D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅) + W + B	191	168	198
5. EK + LK + L * (D ₁ + D ₂ + D ₃ + D ₄ + D ₅ + W + B)	188	166	196

EK: klasse in 1980; LK: klasse in 1985; L: leeftijd; D₁: I-I, II-II, III-III; D₂: IVa-IVa, IVb-IVb; D₃: IVc-IVc, VIIb-VIIb; D₄: VI-VI, VIIa-VIIa; D₅: V-V; W (itte boorden): nevendiaagonaal I <-> II, II <-> III; B (lauwe boorden): nevendiaagonaal VI <-> VIIa.

Model 2 van Tabel 2.4 belichaamt de hypothese dat de stabiliteit in cellen op de hoofddiagonaal voor jongeren niet verschilt dan die voor ouderen; volgens model 3 hangen dichtheden in hoofddiagonaalcellen wel af van leeftijd. Het verschil in deviantie tussen model 2 en model 3 uit Tabel 2.4 geeft nu steun aan de hypothese dat de stabiliteit voor jongeren verschilt van die van ouderen. Bij de gegeven aantallen is een afname in de deviantie van 78 punten bij 5 vrijheidsgraden een statistisch significant resultaat. De aanvullende hypothese dat de mobiliteit binnen blauweboorden beroepen en die binnen witteboorden beroepen verschillend is voor ouderen en jongeren, gaat echter niet op (vergelijk het kleine verschil in deviantie tussen model 4 en model 5).

Op basis van de parameters van model 3 uit Tabel 2.4, een model dat statistisch niet geheel past, maar inhoudelijk aanvaardbaar is, blijkt inderdaad dat de stabiliteit van ouderen groter is dan die van jongeren. De hoofddiagonaalparameters voor de jongeren zijn in alle gevallen kleiner dan die voor de ouderen. Voor de klassen I, II en III zijn deze parameters respectievelijk 3.9 en 5.1; voor de klassen IVa en IVb 4.5 en 6.5; voor de klasse V 12.3 en 14.3; voor de klassen VI en VIIa 3.8 en 5.3 en voor de klassen IVc en VIIb 6.3 en 8.6.

Omdat voor jongeren geen extra effecten voor andere neventriagonalen opgenomen behoeften te worden, blijft de indruk dat ook voor jongeren de tabel voor intragenerationele klassenmobiliteit bijzonder veel geslotenheid vertoont: de geringe relatieve mobiliteit die er is, komt neer op het nemen van één stap. De vraag is nu of tabellen voor intragenerationele functieniveau- en beroepsprestigemobiliteit tussen 1980 en 1985 meer relatieve mobiliteit vertonen.

2.3 Functieniveaumobiliteit

Conen & Huijgen (1983) hebben een omcodeersleutel gemaakt om van de viercijferige CBS beroepencodes tot een classificatie naar functieniveau te komen. De schaal, die tot stand is gekomen op grond van de oordelen van deskundigen over de leertijd welke nodig is om een functie met de CBS beroepstitel naar behoren te vervullen, kent 7 categorieën. In de omschrijving van Conen & Huijgen is de categorie met nummer 7 het hoogste functieniveau en die met nummer 1 het laagste. Voor de vergelijkbaarheid met de tabel voor klassenmobiliteit zijn hier de rangordecijfers omgedraaid, zodat categorie 1 nu correspondeert met het hoogste functieniveau en categorie 7 met het laagste functieniveau. De intragenerationele functieniveaumobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 is weergegeven in Tabel 2.5. Er is een aparte categorie toegevoegd voor mensen die in 1980 of 1985 werkloos waren. Deze categorie blijft vooralsnog in de analyse buiten beschouwing en komt eerst in paragraaf 2.5 aan de orde. Omdat alle categorieën geordend zijn, is Tabel 2.5 eenvoudiger te analyseren dan Tabel 2.1.

Merk op dat in de randverdelingen van de tabel de aantallen personen in de verschillende functieniveaus aanzienlijk verschillen en dat het daarom weer van belang is naast de totale mobiliteit ook de relatieve mobiliteit te bepalen. De randverdelingen maken ook duidelijk dat de toename van de werkloosheid (van 4 naar 8 %) vooral voor rekening komt van de lagere functieniveaus (het laagste, één na laagste en twee na laagste functieniveau zagen hun aandeel met achterenvolgens 1, 2, en 1 % dalen). Het aantal mobiele als percentage van de gehele beroepsbevolking in Tabel 2.5 (werkloosheid buiten beschouwing latend) is 6. Het percentage stijgers ontloopt het percentage dalers niet.

Tabel 2.5 Intragenerationele functieniveaumobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985; absolute aantallen (laagste functieniveau = 7, hoogste functieniveau = 1)

1985	1	2	3	4	5	6	7	werkloos	%
1980									
1	146	2	0	0	1	0	0	3	152 5
2	1	354	4	2	2	4	0	11	378 12
3	1	6	378	6	8	6	1	20	426 13
4	1	4	4	497	12	11	6	34	569 18
5	1	9	8	12	658	14	4	37	743 23
6	1	5	1	7	15	501	12	29	571 18
7	0	0	2	3	3	7	179	24	218 7
werkloos	2	3	6	4	13	15	5	83	131 4
	153	383	403	531	712	558	207	241	3188
%	5	12	13	17	22	16	6	8	

Loglineaire analyse van Tabel 2.5 zonder werklozen leidt tot de in Tabel 2.6 samengevatte resultaten. Eerst weer het model dat de hypothese belichaamt dat er, afgezien van de mobiliteit die door veranderingen in de structuur van functieniveaus wordt afgedwongen, alleen maar stabiliteit is, ofwel de hypothese dat de functieniveaus volledig gesloten zijn. Ze komt neer op model 2 dat alle cellen op de hoofddiagonaal van de tabel contrasteert met alle andere cellen van de tabel door de hoofddiagonaalcellen een eigen dichtheidsparemeter te geven. Merk op dat hier alle cellen op de hoofddiagonaal dezelfde dichtheid hebben gekregen; bij de analyse van de tabel voor intragenerationele klassenmobiliteit kregen uiteindelijk bepaalde diagonaalcellen een aparte dichtheidsparemeter. Model 2 past niet.

De volgende modellen staan voor de hypothese dat er naast stabiliteit ook mobiliteit is over kleine afstand. In model 3 wordt dit vertaald door de cellen waarin sprake is van één-stapsmobiliteit (omhoog of omlaag) een eigen dichtheidsparemeter te geven. Dit betreft de eerste nevendiaagonaal. Model 3 past beter, maar is nog niet bevredigend.

Nu gebleken is dat de hypothese onvolledig is dat alle mobiliteit op een beweging van één stapje op de ladder van functieniveaus neerkomt, wordt model 4 toegepast dat ook mobiliteit van twee stapjes van de hoofddiagonaal toelaat. Dit model past weer beter, maar nog niet bevredigend. Een redelijk passend model (model 5) wordt verkregen na toevoeging van een afzonderlijk effect voor de derde nevendiaagonaal. Voor dichtheden op de vierde en verder verwijderde nevendiaagonalen zijn geen effecten geschat.

Tabel 2.6 Loglineaire modellen voor een tabel voor intragenerationele functieniveaumobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 voor alle respondenten met een baan.

model	deviantie	vrijheidsgraden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EF + LF	8765	36	51
2. EF + LF + D	99	35	49
3. EF + LF + D + EN	71	34	48
4. EF + LF + D + EN + TN	64	33	47
5. EF + LF + D + EN + TN + DN	59	32	46

EF: functieniveau in 1980; LF: functieniveau in 1985; D: diagonaalcellen; EN: eerste nevendiaagonaal; TN: tweede nevendiaagonaal; DN: derde nevendiaagonaal

Komt functieniveaumobiliteit over kortere afstand (mobiliteit van een beperkt aantal stappen) meer voor dan over langere afstand (mobiliteit bestaande uit meer stappen)? Indien deze hypothese opgaat, is de parameter voor de dichtheid in cellen op de hoofddiagonaal het hoogst, terwijl de parameters voor de opeenvolgende nevendiaagonalen in waarde dienen af te nemen. Welnu, deze vraag wordt bevestigend beantwoord: in model 5 zijn de parameters achtereenvolgens 5.4, 1.5, 1.0 en 0.7. De laatste parameter is maar net twee keer haar standaardfout en kan worden weggelaten.

Nog twee opmerkingen over model 5. Om tot een passend model te komen is geen hypothese geformuleerd die inhoudt dat de cellen op de hoofddiagonaal in dichtheid verschillen. Dit was bij de modellering van klassenmobiliteit wel nodig. Als toch aparte parameters voor de afzonderlijke hoofddiagonaalcellen in modellen worden opgenomen, leveren ze geen significante verbetering in de deviantie op. Verder zijn de toegepaste effecten voor nevendiaagonalen symmetrisch: afgezien van de effecten van de marginales is er net zo veel beweging omhoog

als omlaag. Het is niet nodig een model toe te passen waarbij wordt verondersteld dat een stijging over één stap anders is dan een daling over één stap.

Een geheel bevredigende vergelijking tussen de uitkomsten van de analyse van de tabel voor klassenmobiliteit en die voor functieniveaumobiliteit kan niet worden gemaakt. Het feit dat het aantal categorieën per tabel verschilt, bemoeilijkt de vergelijking. Wel kan men verdedigen dat de tabel voor functieniveaumobiliteit meer relatieve mobiliteit te zien geeft dan die voor klassenmobiliteit, en wel met het argument dat de enige significante beweging die in de tabel voor klassenmobiliteit kon worden gevonden mobiliteit van één stap was, terwijl in de tabel voor functieniveaumobiliteit ook bewegingen bestaande uit twee stappen werd aangetroffen.

Tabel 2.7.a Intragenerationele functieniveaumobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 voor mensen 40 jaar of jonger in 1980; absolute aantallen (laagste functieniveau = 7, hoogste functieniveau = 1)

1985	1	2	3	4	5	6	7	%
1980								
1	88	2	0	0	1	0	0	91 4
2	1	233	3	2	2	4	0	245 12
3	1	6	264	6	7	6	0	290 14
4	1	4	3	390	11	10	5	424 21
5	1	7	7	11	483	12	3	524 25
6	1	5	1	7	14	336	11	375 18
7	0	0	2	2	3	6	106	119 6
	93	257	280	418	521	374	125	2068
%	4	12	14	20	25	18	6	

Aannemend dat er meer functieniveau- dan klassenmobiliteit is, is er dan nog meer functieniveaumobiliteit voor jongeren dan voor ouderen?

De verwachting dat de functieniveaumobiliteit voor jongeren groter zal zijn dan de functieniveaumobiliteit voor ouderen, leidt tot de voorspelling dat de hoofddiagonaalparameter voor jongeren lager zal zijn dan die voor ouderen. Daarnaast kan men de toevoeging maken dat voor jongeren de parameters voor de eerste drie nevendagonalen lager zullen zijn dan die voor de ouderen. Tabel 2.7.a geeft de functieniveaumobiliteit voor mensen die in 1980 40 jaar of jonger waren, 2.7.b die voor personen ouder dan 40 jaar. De resultaten van de gezamenlijke loglineaire analyse van deze tabellen staan in Tabel 2.8.

Tabel 2.7.b Intragenerationele functieniveaumobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 voor mensen ouder dan 40 jaar in 1980; absolute aantallen (laagste functieniveau = 7, hoogste functieniveau = 1)

	1985	1	2	3	4	5	6	7	%
1980									
1		58	0	0	0	0	0	0	58 7
2		0	121	1	0	0	0	0	122 15
3		1	0	114	0	1	0	1	117 14
4		0	1	0	107	1	1	1	111 13
5		0	2	1	1	175	2	1	182 22
6		0	0	0	0	1	165	1	167 20
7		0	0	0	0	0	1	73	74 9
		59	124	116	108	178	169	77	831
%		7	15	14	13	21	20	9	

Vergelijking van de devianties van de modellen 2 en 3 uit Tabel 2.8 laat zien dat de diagonaalparameters voor jongeren en ouderen verschillen. Dat geldt niet meer voor de parameters van de eerste, tweede en derde nevendiaagonaal (vergelijk de devianties van de modellen 4 en 5, respectievelijk 6 en 7, respectievelijk 8 en 9). De diagonaalparameters voor jongeren en ouderen in model 3 zijn respectievelijk 4.5 en 5.8. De voorspelling dat ouderen qua functieniveau stabiel zijn dan jongeren, gaat dus op. De mate waarin mobiele jongeren zich over kortere dan wel langere afstanden bewegen verschilt echter niet van de mate waarin mobiele ouderen dit doen.

Tabel 2.8 Loglineaire modellen voor een tabel voor intragenerationele functieniveaumobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 voor alle respondenten met een baan naar leeftijd (jonger dan 40 jaar versus 40 jaar of ouder in 1980)

model	deviantie	vrijheidsgraden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EF + LF + L	8872	84	106
2. EF + LF + L + D	206	83	105
3. EF + LF + L * D	163	82	103
4. EF + LF + L * D + EN	136	81	102
5. EF + LF + L * (D + EN)	135	80	101
6. EF + LF + L * (D + EN) + TN	128	79	100
7. EF + LF + L * (D + EN + TN)	128	78	99
8. EF + LF + L * (D + DN + TN) + DN	123	77	98
9. EF + LF + L * (D + EN + TN + DN)	122	76	97

EF: functieniveau in 1980; LF: functieniveau in 1985; L: leeftijd; D: diagonaalcellen; EN: eerste nevendiaagonaal; TN: tweede nevendiaagonaal; DN: derde nevendiaagonaal

Of de gevonden relatieve functieniveaumobiliteit nu als hoog of als laag moet worden beoordeeld hangt af van de gekozen vergelijkingsmaatstaf. De kwestie hier is niet dat er zo veel maatstaven mogelijk zijn en dat iedere keuze meer over de voorkeuren van de beoordelaar zegt dan over gevonden resultaten zelf. De kwestie is veeleer het ontbreken van een maatstaf. Volgens gangbare bevindingen bij de analyse van vierkante tabellen, zijn de schrijvers van dit rapport geneigd de gevonden mobiliteit als gering te beschouwen. Een iets harder argument: terwijl in een 7*7 tabel mobiliteit over zes stappen mogelijk is, is de in deze paragraaf gevonden parameter voor mobiliteit over drie stappen reeds (bijna) verwaarloosbaar klein. De volgende vraag is of de intragenerationele beroepsprestigemobiliteit tussen 1980 en 1985 dan groter is dan de intragenerationele functieniveaumobiliteit.

2.4 Beroepsprestigemobiliteit

Hoe groot is de intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985? Om deze vraag te beantwoorden moeten de viercijferige CBS-beroepencodes naar het prestige van deze beroepen worden gehercodeerd. Een sleutel om dit te doen is ontwikkeld door Sixma & Ultee (1983). Voor hun beroepsprestigeschaal hebben Sixma & Ultee een steekproef uit de Nederlandse bevolking beroepstitels laten rangordenen naar het aanzien dat deze beroepen volgens deze respondenten in de maatschappij hebben. Voor 116 beroepstitels zijn aldus scores verkregen; door een passende selectie van beroepstitels konden aan alle CBS beroepsklassen prestigescores worden toegekend, terwijl voor de groepen binnen heterogene CBS beroepsklassen afzonderlijke scores konden worden vastgesteld. Bij de constructie van deze schaal is dus anders dan bij die voor economische klassen en functieniveaus niet van de oordelen van de onderzoeker of van deskundigen uitgegaan, maar van de ondervraagde personen.

De beroepsprestigeschaal loopt in beginsel van 13 (laag aanzien) naar 89 (hoog aanzien). Om tot een tabel te komen die evenveel categorieën heeft als de classificatie naar functieniveau van Conen & Huijgen, zijn de beroepsprestigescores door 10 gedeeld. De aldus verkregen breuken zijn op gehele getallen afgerond, en de scores groter dan 7 zijn samengenomen. Omdat bij de klassen- en functieniveaumobiliteit de hoogste klasse het laagste cijfer heeft, zijn de prestigescores zodanig gehercodeerd, dat de laagste score correspondeert met het hoogste beroepsprestige en de hoogste score met het laagste beroepsprestige. Tabel 2.9 beschrijft aldus de intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985. Aan de tabel is weer een rij en een kolom toegevoegd voor werklozen. Werkloosheid komt in de volgende paragraaf aan bod.

Tabel 2.9 Intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

	1985	1	2	3	4	5	6	7	werk- loos	%
1980										
1		280	5	1	1	2	2	0	7	298 9
2		9	240	4	6	2	1	0	8	270 8
3		8	9	747	4	13	16	2	28	827 25
4		4	2	10	206	2	7	3	19	253 8
5		4	4	6	4	445	22	4	24	513 15
6		4	9	24	10	28	720	17	56	868 26
7		1	0	2	1	6	8	132	17	167 5
werkloos		3	6	7	3	8	23	7	83	140 4
		313	275	801	235	506	799	165	242	3336
%		10	8	24	7	15	24	5	7	

Gezien de randverdelingen van Tabel 2.9 zijn personen niet gelijkmatig over de categorieën voor beroepsprestige verdeeld. Hierdoor is de toepassing van loglineaire modellen gewenst. De randverdelingen wijzen weer op een toename van de werkloosheid (van 4 naar 7 %). Deze is niet alleen op de categorieën voor het laagste beroepsprestige terug te voeren. Zo daalt de bezetting van de twee na hoogste categorie van 25 naar 24 %. De categorie voor het hoogste beroepsprestige is in 1985 beter bezet dan in 1980 (10 en 9 %).

Eerst een vergelijking van Tabel 2.5 en Tabel 2.9 met behulp van percentages, waarbij de werklozen buiten beschouwing worden gelaten. Terwijl 94 % van de respondenten wat functieniveau betreft stabiel is, is 91 % qua beroepsprestige stabiel. Bij functieniveau is er een stijging van 3 %, terwijl dit bij beroepsprestige 5 % is.

Dan nu de vraag naar de omvang van de relatieve beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985. Tabel 2.10 bevat de resultaten van de loglineaire analyse van Tabel 2.9 zonder werklozen. Hoewel model 5 niet geheel bevredigend past, worden de parameters van dit model, omdat ze vergelijkbaar zijn met die van model 5 van tabel 2.6 voor functieniveaumobiliteit, toch gepresenteerd. Model 6 blijft voorlopig buiten beschouwing.

Tabel 2.10 Loglineaire modellen voor een tabel voor intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985

model	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EP + LP	8286	36	51
2. EP + LP + D	125	35	49
3. EP + LP + D + EN	96	34	48
4. EP + LP + D + EN + TN	92	33	47
5. EP + LP + D + EN + TN + DN	72	32	46
6. EP + LP + D + ENO + ENB + TNO + TNB + DNO + DNB	70	29	42

EP: beroepsprestige in 1980; LP: beroepsprestige in 1985; D: diagonaalcellen; EN: eerste neventdiagonaal; TN: tweede neventdiagonaal; DN: derde neventdiagonaal; ENO (ENB) eerste neventdiagonaal onder (boven) de hoofddiagonaal; TNO (TNB): idem tweede neventdiagonaal; DNO (DNB): idem derde neventdiagonaal

Model 5 belichaamt de hypothese dat er, afgezien van de mobiliteit die door veranderingen in de structuren voor beroepsprestige wordt afgedwongen, stabiliteit is, en dat de mobiliteit beperkt blijft tot kleinere afstanden (over één, twee of drie stapjes). Dit model is ook op Tabel 2.5 voor functieniveaumobiliteit gepast. De diagonaalparameter van model 5 in Tabel 2.10 neemt de waarde 5.0 aan, die voor de eerste neventdiagonaal 1.4, voor de tweede neventdiagonaal 0.9 en voor de derde neventdiagonaal 1.0. De laatste parameter is opvallend, aangezien hier een kleinere waarde dan 0.9 werd verwacht. Een beweging over drie stappen is net zo waarschijnlijk als een beweging over twee stappen. De functieniveaumobiliteit en de beroepsprestigemobiliteit lijken elkaar nauwelijks te ontlopen.

Het ligt nu voor de hand de parameters van de tabel voor beroepsprestigemobiliteit rechtstreeks met die van de tabel voor functieniveaumobiliteit uit paragraaf 2.3 te vergelijken. De vraag is of de relatieve functieniveaumobiliteit nu groter of kleiner is dan de relatieve beroepsprestige-

mobilititeit. Gezien de diagonaalparameters is het antwoord op deze vraag "kleiner". Een eleganter antwoord wordt verkregen via de analyse van een $7 \times 7 \times 2$ tabel die significanties voor de verschillen tussen parameters oplevert. Bij een dergelijke analyse blijkt de dichtheid voor de cellen op hoofddiagonaal in de tabel voor functieniveaumobilititeit in het algemeen significant groter dan in die voor beroepsprestigemobilititeit (een uitzondering wordt gevormd door de cel (3,3)). Buiten de hoofddiagonaal verschilt de associatiestructuur niet tussen de tabellen. Voor een goed passend model op deze $7 \times 7 \times 2$ tabel zijn behalve parameters voor de hoofdeffecten parameters nodig voor de interactie tussen soort tabel en de afzonderlijke diagonaalcellen, en het uniforme associatie-effect: $EP(EF) + LP(LF) + T \cdot D + U$. De deviantie van dit model is 108 bij 69 vrijheidsgraden.

Vooruitlopend op de volgende paragraaf, is het goed om op te merken dat de hier en eerder gevonden mobiliteit symmetrisch is: model 6 waarin de dichtheidsparameters voor een bepaalde nevendiaagonaal boven en onder de hoofddiagonaal verschillend konden zijn, leverde geen verbetering in de deviantie ten opzichte van model 5 met gelijke dichtheidsparameters. De slotsom van deze paragraaf is dat in Nederland tussen 1980 en 1985 de intragenerationele beroepsprestigemobilititeit groter is dan de intragenerationele functieniveaumobilititeit. Omdat mobiliteit over langere afstand niet werd aangetroffen, is het verdedigbaar dat ook de beroepsprestigemobilititeit als gering kan worden beoordeeld.

2.5 Werkloosheid

In de analyse van Tabel 2.5 en Tabel 2.9 zijn de personen buiten beschouwing gebleven die in 1980 of in 1985 werkloos waren. Nu volgen twee aanvullende analyses die wel werklozen omvatten.

De voor de hand liggende reden om werklozen in de beschouwing te betrekken is, dat terwijl tot het midden der jaren zeventig de werkloosheid in Nederland niet noemenswaardig was, deze na 1980 betrekkelijk groot is geworden. Een analyse zonder werklozen zou wel eens aan de belangrijkste veranderingen in de verdeling van personen over de verschillende arbeidsmarktposities (werkloos, werkend op een laag functieniveau of met een laag beroepsprestige, werkend met een hoger functieniveau of een hoger prestige enz.) voorbij kunnen gaan.

Een aanvullende reden voor een analyse die ook op werklozen betrekking heeft, is dat wel veel bekend is over de factoren die van invloed zijn op de kansen van werklozen om werk te vinden, maar dat de kansen van werklozen om werk te vinden minder vaak zijn vergeleken met de kansen van werkenden om werkloos te worden. Deze vergelijking is van belang wanneer het onderscheid tussen totale en relatieve mobiliteit ook wordt toegepast op de mobiliteit van werkloosheid naar werk en omgekeerd. Zo is het opvallend dat in Theeuwes, Kerkhofs & Lindeboom (1988) wel vierkante tabellen worden gegeven waarin iemands arbeidsmarktpositie op een bepaald tijdstip (werkend, werkloos, buiten de arbeidsmarkt) is gekruist tegen die positie een jaar eerder, maar dat deze tabellen niet zijn geanalyseerd ter beantwoording van de vraag hoe groot de uitwisseling tussen bijvoorbeeld werk en werkloosheid is.

De vraag in deze paragraaf is dan ook in hoeverre de relatieve mobiliteit toe- of afneemt wanneer werkloosheid niet langer wordt verwaarloosd. Is de relatieve mobiliteit, gezien de in krant en weekblad gangbare stelling dat werklozen een onderkaste vormen, nog geringer dan de analyse van een tabel voor functieniveau- of beroepsprestigemobiliteit zonder werklozen doet vermoeden?

In het onderstaande worden werklozen op twee manieren in de analyse betrokken. Bij de eerste manier is op grond van Tabel 2.5 een nieuwe tabel gemaakt. In Tabel 2.11 is het hebben van werk dan wel werkloos zijn van iemand in 1980 afgezet tegen het hebben van werk dan wel werkloos zijn van deze persoon in 1985. Zoals uit de randtotalen blijkt, is de werkloosheid tussen 1980 en 1985 verdubbeld.

Tabel 2.11 Mobiliteit van werk naar werkloosheid en omgekeerd voor Nederland tussen 1980 en 1985; absolute aantallen

	1985	werkend	werkloos	%	
1980					
werkend		2899	158	3057	96
werkloos		48	83	131	4
		2947	241	3188	
%		92	8		

Een wel vaker tot uitdrukking gebrachte hypothese luidt dat in Nederland in de jaren tachtig ten gevolge van de hoge en langdurige werkloosheid een nieuwe onderkaste is ontstaan. Met het woord onderkaste poogde men ondermeer tot uitdrukking te brengen dat "werkloos zijn" "werkloos blijven" zou betekenen: de mobiliteit uit de categorie werkloosheid zou gering zijn. Inderdaad is het in het ideaaltypische Indiase kastensysteem onmogelijk de kaste waarin iemand is geboren tijdens diens leven te verlaten. Dat neemt natuurlijk niet weg dat het woord kaste op meer verschijnselen (en in het bijzonder op de ingrijpende gevolgen van werkloosheid) slaat dan enkel en alleen de moeilijkheid om een bepaalde positie te verlaten.

De hypothese dat werklozen een bijzonder hoge kans hebben om werkloos te blijven, mag echter beslist niet zo worden opgevat dat eerder in Nederland geen andere "kasten" - om de gebruikte terminologie te blijven hanteren - zouden hebben bestaan. In de voorafgaande paragrafen is al gebleken dat voor de mensen die in 1980 en 1985 een beroep hadden een sterke tendens bestaat tot het blijvend behoren tot dezelfde klasse, tot stabiliteit van het functieniveau en tot stabiliteit van het beroepsprestigeniveau.

Eén vraag luidt nu of de kans voor werklozen om werkloos te blijven groter, hetzelfde of kleiner is dan de kans voor mensen met een baan om die baan te behouden. Het antwoord dat op deze vraag wordt gegeven met in het achterhoofd een sterke versie van de hypothese dat in Nederland een nieuwe onderklasse is ontstaan, luidt "groter". Tabel 2.11 maakt duidelijk dat deze verwachting niet op gaat. Het percentage werklozen dat na vijf jaar werkloos is bedraagt 63, het percentage werkenden dat na vijf jaar nog werkt is 95. Vergelijking van beide percentages wijst uit dat de categorie van werklozen opener is dan die van werkenden.

Deze bevinding roept de vraag op of het voor werklozen moeilijker, even moeilijk of gemakkelijker is om werk te vinden dan het voor werkenden is om werk te behouden. Een zwakkere versie van de hypothese dat in Nederland een "onderkaste" is ontstaan verschaft op deze vraag "moeilijker" als antwoord. Volgens Tabel 2.11 gaat deze verwachting wel op. Het percentage werklozen dat na vijf jaar werkt is 37, het percentage werkenden dat na vijf jaar nog werkt is 95. De lezer kan er zich met gedachtenvoorbeelden van overtuigen dat de sterke en de zwakke versie van deze hypothese tegelijk kunnen opgaan.

De laatste en belangrijkste vraag betreft de wedijver om werk in 1985 tussen mensen die in 1980 werk hadden dan wel werkloos waren. De odds ratio voor Tabel 2.11 is 32, wat er op duidt dat in de wedijver om werk in 1985 de mensen die in 1980 werk hadden er beduidend beter voor stonden dan zijn die in 1980 geen werk hadden. Ter vergelijking: de odds ratio voor de wedijver tussen mensen met het hoogste en het één na hoogste functieniveau in 1980 om de hoogste dan wel één na hoogste functieniveau in 1985 is, volgens Tabel 2.5, een veelvoud daarvan. Tabel 2.9 laat voor beroepsprestige hetzelfde zien. Ook een loglineaire analyse van de volledige tabel 2.5 (waarover hier niet verder bericht wordt), duidt er op dat de diagonaalcel voor werkloosheid een lagere dichtheid heeft dan de diagonaalcellen voor de functieniveaus.

Deze bevindingen tezamen leiden tot de slotsom dat, ondanks enige steun voor de hypothese dat werklozen een "onderkaste" vormen, de Nederlandse samenleving niet nog geslotener is dan alleen een tabel voor functieniveaumobiliteit (of beroepsprestigemobiliteit) zonder werklozen doet vermoeden. De mate waarin de categorieën werklozen en werkenden van elkaar zijn afgesloten is geringer dan de mate waarin functieniveaus of beroepsprestigecategorieën dat onderling zijn. De vraag is nu, wanneer werkloosheid in de beschouwing wordt betrokken, op welke wijze precies het patroon van de geringe relatieve intragenerationele mobiliteit zich wijzigt in de richting van meer relatieve mobiliteit.

Bij de volgende analyses worden werklozen niet als een aparte categorie opgenomen, maar krijgen zij een prestige toegekend afhankelijk van het laatste door hen uitgeoefende beroep. Ultee (1986) heeft enquêtegegevens gepresenteerd volgens welke het aanzien van langdurig werkloze personen op een schaal van 0 tot 100 terugloopt tot ongeveer driekwart van het prestige van iemands laatst uitgeoefende beroep. Toepassing van deze drie-kwart regel geeft Tabel 2.12. Merk op dat het laatste beroep van iemand die in 1985 werkloos is niet diens beroep uit 1980 hoeft te zijn. Met deze tabel zijn vragen over werkenden en werklozen tesamen beantwoordbaar.

Misschien is een toelichting op zijn plaats over hoe deze drie-kwart regel tot stand is gekomen. In de desbetreffende enquêtevraag werd respondenten gevraagd punten te geven voor het prestige dat men toekent aan bijvoorbeeld een arbeider in een papierfabriek, een magazijnbediende, een boekhouder, een leraar op een lagere technische school en een ingenieur, en aan een langdurig werkloze arbeider in een papierfabriek, een langdurig werkloze magazijnbediende, een langdurig werkloze boekhouder, een langdurig werkloze leraar op een lagere technische school en een langdurig werkloze ingenieur. Eenzelfde respondent beoordeelde nooit én een beroepstitel én de werkloze versie daarvan. Alle respondenten beoordeelden bepaalde (andere) standaardberoepen en vervolgens werden de betreffende beroepstitels en de werkloze versie daarvan systematisch gevarieerd voorgelegd. De resultaten van de analyse van de antwoorden op deze enquêtevragen lieten zich het beste samenvatten met de drie-kwart regel.

Tabel 2.12 Intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985, waarbij werklozen driekwart van het aanzien van hun laatste beroep hebben gekregen; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

	1985	1	2	3	4	5	6	7		
1980										%
1		280	8	2	2	2	3	1	298	9
2		9	240	5	13	2	1	0	270	8
3		9	11	747	21	24	16	2	830	26
4		4	3	10	208	20	7	3	255	8
5		4	4	8	5	451	44	5	521	16
6		4	9	24	11	32	751	49	880	27
7		1	0	3	1	6	14	159	184	6
		311	275	799	261	537	836	219	3238	
%		10	8	25	8	17	26	7		

Eén vraag is nu of Tabel 2.12 (net als in Tabel 2.9 voor beroepsprestigemobiliteit voor alleen werkenden) te zien geeft dat mobiliteit over grotere afstand minder vaak voorkomt dan mobiliteit over kleinere afstand. Een andere vraag is of dit patroon symmetrisch is, dat wil zeggen dat de daling over een bepaalde afstand even groot is als de stijging over dezelfde afstand. De toegepaste loglineaire modellen zijn dezelfde als in Tabel 2.10. De resultaten staan in Tabel 2.13.

Blijkens Tabel 2.13 past model 5, het model met de diagonaal- en drie neventriagonaaleffecten, nu aanmerkelijk slechter. Om tot een beter passend model te komen is daarom model 6 toegepast, een model waarbij voor de neventriagonalen boven de hoofddiagonaal dichtheden worden voorspeld die afwijken van die voor de neventriagonalen onder de hoofddiagonaal. Merk op dat boven de hoofddiagonaal de dalers staan, en onder de hoofddiagonaal de stijgers.

Tabel 2.13 Loglineaire modellen voor een tabel voor intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985 waarbij het prestige van werklozen 75 % van dat van hun laatste baan is

model	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EP + LP	8163	36	51
2. EP + LP + D	272	35	49
3. EP + LP + D + EN	152	34	48
4. EP + LP + D + EN + TN	136	33	47
5. EP + LP + D + EN + TN + DN	117	32	46
6. EP + LP + D + ENO + ENB + TNO + TNB + DNO + DNB	90	29	42

EF: beroepsprestige in 1980; L: beroepsprestige in 1985; D: diagonaalcellen; EN: eerste neventriagonaal; TN: tweede neventriagonaal; DN: derde neventriagonaal; ENO (ENB) eerste neventriagonaal onder (boven) de hoofddiagonaal; TNO (TNB): idem tweede neventriagonaal; DNO (DNB): idem derde neventriagonaal

De hypothese is nu dat de tabel meer daling dan stijging te zien zal geven. Ze leidt tot de verwachting dat parameters voor de neventriagonalen boven de hoofddiagonaal hoger zijn dan op de neventriagonalen onder de hoofddiagonaal. In Tabel 2.12 zijn immers aan de in Tabel 2.9 geanalyseerde eenheden (de mensen met een beroep in 1980 en 1985) werklozen toegevoegd. Werklozen krijgen een lager prestige dan ze volgens hun laatste beroep zouden hebben. Ze zouden dus wel eens dalers kunnen zijn in vergelijking met hun beroep van 1980. En: dalers komen boven de hoofddiagonaal terecht. Deze voorspelling komt in twee van de drie gevallen uit. De dichtheden voor de eerste neventriagonaal boven de hoofddiagonaal is 2.3, die voor de eerste neventriagonaal onder de hoofddiagonaal is 1.5. De overeenkomstige parameters voor de tweede neventriagonalen zijn 1.5 en 0.8, die voor de derde neventriagonalen 1.0 en 1.0. Hier wordt herhaald dat model 6 voor alleen de werkende respondenten, blijkens Tabel 2.10, niet tot een ten opzichte van model 5 beter passend model leidde.

De slotsom van deze analyse is dat wanneer werkloosheid buiten beschouwing wordt gelaten, er een geringe maar gelijke uitwisseling is tussen banen met hoger en lager aanzien; indien rekening wordt gehouden met het feit dat langdurig werklozen een lager aanzien hebben dan ze op grond van hun laatste baan hadden, dan is de beweging omlaag groter dan de beweging omhoog. Tussen 1980 en 1985 was er weinig relatieve beroepsprestigemobiliteit in Nederland, maar er was meer relatieve daling dan relatieve stijging.

2.6 Drie tabellen voor beroepsprestigemobiliteit vergeleken

Dat zo weinig sociale mobiliteit is gevonden voor het tijdvak tussen 1980 en 1985 is misschien niet zo verbazingwekkend als er rekening mee wordt gehouden dat in deze periode de werkloosheid zo sterk is opgelopen. Volgens de randverdelingen van Tabel 2.9 steeg ze van 4 naar 7 %. Hierbij moet worden bedacht dat in deze tabel de werkloosheid onder schoolverlaters tussen 1980 en 1985 buiten beschouwing wordt gelaten omdat de tabel alleen betrekking heeft op mensen die in 1980 werkend of werkloos waren. Als de werkloosheid in een land stijgt, neemt dan de sociale mobiliteit voor de mensen die wel een baan blijven houden af, en als de werkgelegenheid weer aantrekt, neemt die sociale mobiliteit dan weer toe? De hypothese is dat bij hogere werkloosheid mensen die een baan houden stiller op hun plekje blijven zitten dan bij lagere werkloosheid. Verder neemt de sociale stijging af (zelfs als er mogelijkheden op een betere baan zouden zijn, durven mensen het risico niet aan). En tenslotte groeit de sociale daling (mensen nemen om werkloosheid te vermijden met een slechtere baan genoegen). Merk op dat deze hypothese niet identiek is met de hypothese dat mensen ten tijde van werkloosheid minder van werkgever wisselen.

Tabel 2.14.a Intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen begin 1980 en eind 1982; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

1982	1	2	3	4	5	6	7	werk- loos	%
1	287	3	0	1	1	1	0	5	298 9
2	3	255	2	1	2	2	0	5	270 8
3	3	6	777	2	12	11	0	16	827 25
4	1	1	8	222	1	3	2	15	253 8
5	1	2	5	6	463	14	1	22	514 15
6	4	4	11	7	16	778	10	36	866 26
7	0	0	2	1	5	4	143	12	167 5
werkloos	4	4	6	3	6	18	4	104	149 4
	303	275	811	243	506	831	160	215	3344
%	9	8	24	7	15	25	5	7	

In deze paragraaf worden deze hypothesen getoetst door de tabel voor beroepsprestigemobiliteit tussen 1980 en 1985 te splitsen in een tabel voor de mobiliteit tussen 1 januari 1980 en 31 december 1982 én een tabel voor de mobiliteit tussen 1 januari 1983 en 1 september 1985. Aan deze tabellen wordt uit het bestand OSA88 een tabel toegevoegd voor de beroepsprestigemobiliteit tussen 1 september 1985 en 1 augustus 1988. De gegevens zijn weergegeven in Tabellen 2.14.a, 2.14.b en 2.14.c. Merk op dat de aantallen waarop de tabellen berusten niet steeds gelijk zijn. Daarom kan de randverdeling voor het laatste tijdstip van een tabel afwijken van die voor het eerste tijdstip van de volgende tabel.

Hoewel de tabellen niet precies even lange perioden beslaan, zijn die verschillen in lengte van de perioden niet erg groot. Hun analyse is de moeite waard omdat de eerste tabel betrekking heeft op een periode waarin de werkloosheid steeg (met ruim 2 % volgens Tabel 2.14.a), de tweede op een periode waarin de werkloosheid op haar hoogtepunt was (ze liep nog met een klein procent op), en de derde op een periode waarin de werkloosheid daalde (volgens de marginalen van Tabel 2.14.c met 2 %). Dat maakt de toetsing van de uitgesproken hypothesen mogelijk.

Tabel 2.14.b Intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen begin 1983 en halverwege 1985; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

1985	1	2	3	4	5	6	7	werk- loos	%
1983									
1	299	3	1	2	1	1	0	5	312 9
2	6	273	4	5	0	0	0	5	293 8
3	5	6	814	6	1	7	1	26	866 24
4	4	1	3	224	1	2	2	14	251 7
5	1	4	5	3	488	10	2	16	529 15
6	2	7	13	3	14	784	4	45	872 25
7	1	0	0	0	3	6	152	7	169 5
werkloos	4	5	18	4	17	32	10	152	242 7
	323	298	858	247	525	842	171	270	3534
%	9	8	24	7	15	24	5	8	

Eerst een vergelijking aan de hand van percentages. Hierbij blijven de werklozen buiten beschouwing. In de oudste tabel is 95 % stabiel, in de middelste 96 %, en de jongste 93 %. Dit strookt met de hypothese dat bij ongunstiger werkgelegenheid in een land de stabiliteit groter is. In alle jaren is het percentage dalers 2 %. Dit deel van de geformuleerde hypothesen gaat dus niet op. In het eerste tijdvak is het percentage stijgers 3 %, in het tweede 2 %, en in het laatste 5 %. De stijging hangt dus weer wel zoals verwacht met het werkloosheidspeil samen: bij toenemende werkloosheid minder stijging, maar bij dalende werkloosheid weer meer.

Vervolgens de vraag wat er met de mobiliteit tussen werk en werkloosheid en tussen werkloosheid en werk in de drie tijdvakken is gebeurd. Om iets over trends te zeggen kan men voor Tabellen 2.14.a, 2.14.b en 2.14.c drie 2*2 tabellen maken waarbij werkend/werkloos op tijdstip t_1 afgezet wordt tegen werkend/werkloos op tijdstip t_2 , en over die tabellen een odds ratio te berekenen. Merk op dat veranderingen in de tijd in alleen de odds voor mensen die aanvankelijk werkloos waren, op zich niet veel zeggen. Die odds zullen bij een steeds hoger werkloosheidspeil oplopen, maar dat zal voor werkenden ook wel het geval zijn. Daarom is het van belang ook de odds voor werkenden uit te rekenen en die te delen op de odds voor werklozen, waardoor de odds ratio wordt verkregen.

Tabel 2.14.c Intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen halverwege 1985 en halverwege 1988; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

1988	1	2	3	4	5	6	7	werk- loos	%	
1985										
1	217	2	3	1	3	1	0	4	231	10
2	5	219	0	3	4	1	0	5	237	10
3	15	7	494	3	7	6	0	13	545	24
4	3	0	2	134	2	1	0	4	146	7
5	3	6	10	3	290	7	2	4	325	14
6	4	1	11	6	17	434	2	15	490	22
7	0	0	1	1	1	3	88	3	97	4
werkloos	3	5	18	7	11	28	12	125	209	9
	250	240	539	158	335	481	104	173	2280	
%	11	10	24	7	15	21	4	8		

De hypothese dat in Nederland met de hoge werkloosheid in de eerste helft der jaren 80 een onderkaste is ontstaan, leidt tot de verwachting dat bij een toenemend werkloosheidspeil de wedijver tussen werkenden en werklozen om werk steeds ongunstiger voor de werklozen uitwerkt, en dat met het dalen van het werkloosheidspeil deze wedijver voor werklozen geen gunstiger uitkomst krijgt. In slechte tijden sluiten topgroepen zich nog sterker af dan ze gewoonlijk al doen. Wanneer de werkgelegenheid verbetert, worden de oude uitgeslotenen echter niet toegelaten. De gevestigden hebben de mensen die hun baan kwijt raakten en inmiddels langdurig werkloos zijn, van een negatief etiket voorzien. Hoe terecht of onterecht dat etiket verder ook mag zijn: volgens de desbetreffende hypothese heeft dit etiket wel zijn gevolgen: ook bij een aantrekkende arbeidsmarkt blijven werklozen werkloos, terwijl de kansen voor werkenden om hun baan te behouden toenemen.

Wat klopt er van de voorspelling dat de odds ratio voor de oudste tabel het laagst is, voor de tweede hoger en voor de derde nog hoger? Welnu, de odds ratio voor het tijdvak tussen 1980 en 1982 is 64, die voor het tijdvak 1983-1985 heeft de waarde 45, en die voor het 1985-1988 bedraagt 63. Het verschil tussen de eerste twee odds ratio's spreekt tegen de genoemde hypothese, het verschil tussen de laatste twee er voor. Wanneer men aanneemt dat retrospectieve gegevens die verder in de tijd teruggaan onbetrouwbaarder zijn, en dat werkloosheid minder goed onthouden wordt dan werk, is de gevonden weerlegging gemakkelijker tot een bevestiging "om te praten" dan de gevonden bevestiging tot een weerlegging.

Dan nu voor de personen die aan het begin en het eind van de drie tijdvakken een baan hadden, een vergelijking van hun mobiliteit volgens loglineaire modellen. De aan het begin van deze paragraaf geformuleerde hypothesen komen er op neer dat voor de tabel die betrekking heeft op het middelste tijdvak, de parameters voor hoofd- en nevendiaagonaleffecten de hoogste

waarden zullen hebben. De resultaten staan in Tabel 2.15. Volgens de daar gepresenteerd modellen worden de drie mobiliteitstabellen niet elk afzonderlijk geanalyseerd, maar als één 7*7*3 tabel. Daardoor kunnen parameters in de modellen voor de oorspronkelijke tabellen worden vergeleken.

Tabel 2.15 Loglineaire modellen voor tabellen voor intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland voor drie tijdvakken: begin 1980 tot eind 1982, begin 1983 tot midden 1985, en midden 1985 tot midden 1988; alleen voor personen die aan het begin en het eind van een tijdvak een baan hadden

model	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EP + LP + T	24972	132	159
2. EP + LP + T + D	307	131	158
3. EP + LP + T * D	288	129	156
4. EP + LP + T * D + EN	251	128	154
5. EP + LP + T * (D + EN)	246	126	152
6. EP + LP + T * (D + EN) + TN	235	125	151
7. EP + LP + T * (D + EN + TN)	232	123	149
8. EP + LP + T * (D + EN + TN) + DN	189	122	148
9. EP + LP + T * (D + EN + TN + DN)	189	120	146

EP: beroepsprestige begin tijdvak; LP: beroepsprestige eind tijdvak; T: tijdvak; D: diagonaalcellen; EN: eerste nevendiaagonaal; TN: tweede nevendiaagonaal; DN: derde nevendiaagonaal

Model 9 in Tabel 2.15 is vergelijkbaar met het best passende model voor de intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in paragraaf 2.4. Het belichaamt de hypothese dat niet alleen de stabiliteit, maar ook de mobiliteit bestaande uit één, twee en drie stappen afhankelijk van het tijdvak is. Bestudering van de aan dit model voorafgaande modellen leert echter het volgende. Ten eerste dat de tijdvakken verschillen naar de mate van stabiliteit in beroepsprestige (deviantie van model 2 vergeleken met die van model 3). Ten tweede dat ze niet verschillen naar de mobiliteit over één stap (het verschil tussen de deviantie van model 4 en model 5 is niet groot genoeg). Ze verschillen ook niet naar de mobiliteit over twee stappen (het verschil tussen model 6 en model 7) en tevens niet naar die over drie stappen (het verschil tussen model 8 en model 9).

Met betrekking tot de parameters voor het hoofddiagonaaleffect wordt de hoogste parameter verwacht voor het middelste tijdvak, een lagere voor het eerste en het laatste. Als het werkloosheidspeil het hoogst is, wordt immers verondersteld dat de stabiliteit het grootst zal zijn. Deze voorspelling komt niet geheel uit: weliswaar is de parameter voor de dichtheid op de hoofddiagonaal in model 9 voor het eerste tijdvak 5.7, voor het tweede 5.9, en voor het derde 5.4, maar de parameters voor het eerste en tweede tijdvak blijken niet significant van elkaar te verschillen. In het derde tijdvak is de stabiliteit duidelijk afgenomen. Dit is ook het tijdvak waarin de werkloosheid begon te dalen.

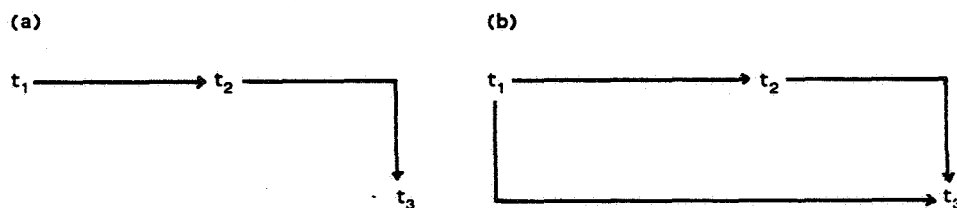
De algemene slotsom van deze paragraaf is dat zowel bij vergelijking van mobiliteitstabellen voor verschillende perioden via vergelijking van percentages als via vergelijking van loglineaire modellen, de mobiliteit van personen die aan het begin en het eind van een periode een baan hadden, in een periode met een hoog werkloosheidspeil geringer is dan in een periode met een lager werkloosheidspeil. Voor werklozen heeft de stijgende werkgelegenheid wel tot meer mobiliteit naar werk geleid, maar voor werkenden zijn de kansen om werk te behouden sterker gestegen. Hierdoor is de categorie werklozen relatief gesproken meer gesloten geraakt.

2.7 Cumulaties in het mobiliteitsproces

Wanneer intragenerationele mobiliteit wordt vastgesteld, wordt iemands beroep op een bepaald tijdstip vergeleken met iemands beroep op een ander tijdstip. In de voorafgaande paragrafen lagen deze twee tijdstippen op z'n hoogst vijf jaar uit elkaar. Bijna vanzelfsprekend vindt men meer mobiliteit wanneer tijdstippen verder uit elkaar liggen. Toch behoeft de mobiliteit, gerekend over een langere periode (zeg tien jaar) geen "optelsom" te zijn van de mobiliteit over twee perioden van vijf jaar. Het proces van beroepswisseling kan namelijk kenmerken vertonen van een zichzelf versterkend proces. Als dat het geval is, dempt mobiliteit de stratificering van een samenleving wel, maar niet zo veel als op het eerste gezicht lijkt.

Volgens Tabel 2.9 werd iemands beroepsprestige in 1985 in sterke mate bepaald door iemands beroepsprestige in 1980. Iemands beroepsprestige in 1980 kan in dezelfde mate afhangen van iemands beroepsprestige in 1975. De vraag is nu of iemands beroepsprestige in 1985 alleen afhangt van iemands beroepsprestige in 1980, of dat het behalve daarvan ook afhangt van iemands beroepsprestige in 1975. In het eerste geval is Figuur 2.1.a van toepassing, in het tweede Figuur 2.1.b.

Figuur 2.1 Een mobiliteitsproces (a) zonder en (b) met cumulatie



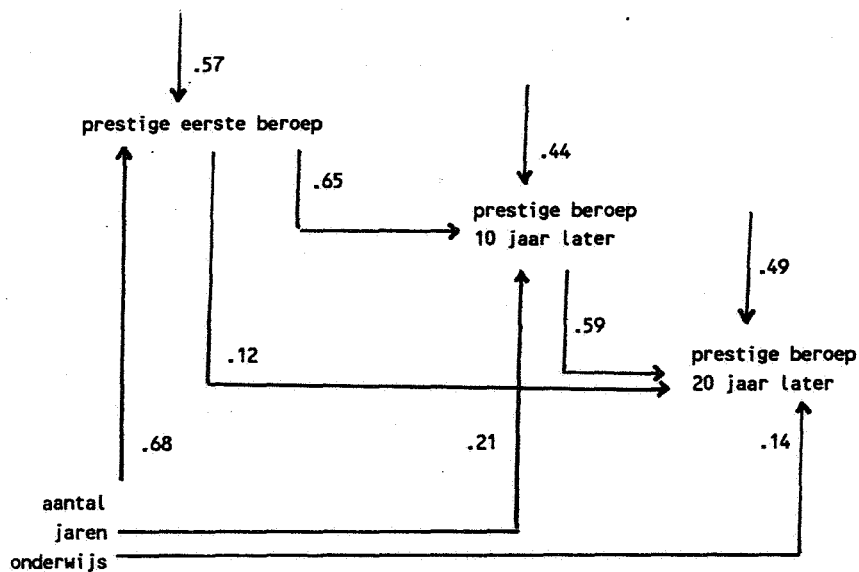
De vraag in hoeverre het proces van intragenerationele mobiliteit in Nederland een zichzelf versterkend proces is, kan met de gegevens van OSA85 niet bevredigend worden beantwoord. De retrospectieve gegevens uit dit bestand hebben daarvoor op een te korte periode betrekking (de hierboven gebruikte gegevens voor begin 1980 en medio 1985). Om toch iets over cumulaties te kunnen zeggen, is gebruik gemaakt van Studie P0839 in het Steinmetz Archief te Amsterdam. Dit bestand van een enquête uit 1982 bevat gegevens over de gehele beroepsloopbaan van Nederlandse mannen onder de 65 jaar. (Er zijn geen retrospectieve gegevens verzameld over de gehele beroepsloopbaan van vrouwen.) Voor 212 mannen zijn de gegevens beschikbaar over hun onderwijs (gemeten als het aantal jaren dat minimaal nodig is om een bepaald diploma te behalen) hun eerste beroep meteen bij het verlaten van de school, hun beroep tien jaar later, en hun beroep na 20 jaar.

Viercijferige CBS-beroepstitels werden omgecodeerd tot U&S beroepsprestigescores. Voor de multiële regressiemodellen zijn de oorspronkelijke prestigescores gebruikt die van 13 naar 89 lopen (en dus niet een hercodering naar een beperkter aantal categorieën). Er is gekozen voor omcodering van viercijferige CBS-beroepstitels naar beroepsprestige, omdat hercodering naar functieniveau en economische klasse met contaminatie gepaard gaat. In paragraaf 2.4 is er op gewezen dat bij de omcodering van CBS-beroepstitels naar economische klasse en functieniveau het oordeel van deskundigen en de onderzoeker zelf een grotere rol speelt dan bij de vaststelling van prestigescores. Dit is bezwaarlijk voor een analyse met als doel de vaststelling van cumulaties in de loop der tijd, onafhankelijk van de gevolgen van opleiding op beroep. Om CBS-beroepstitels naar economische klasse en functieniveau om te coderen, heeft

een deskundige of onderzoeker immers al het voor een beroep vereiste opleidingsniveau in de beschouwing betrokken. Vanzelfsprekend zullen dan bijzonder sterke verbanden tussen opleiding en beroep gevonden worden - en zal de kans op het vinden van cumulaties kunstmatig klein zijn.

De resultaten van de analyse van deze data met multiële regressie zijn weergegeven in Figuur 2.2. Gezien de bij de pijlen geschreven (significante) coëfficiënten blijkt iemands eerste beroep rechtstreeks van invloed te zijn op iemands beroep twintig jaar later. Deze rechtstreekse invloed is er ondanks de rechtstreekse invloed van het eerste beroep op het beroep na tien jaar en de rechtstreekse invloed van het beroep na tien jaar op het beroep na twintig jaar. Opmerkelijk is dat deze rechtstreekse effecten bestaan naast de rechtstreekse effecten van het aantal jaren onderwijs op het eerste beroep, op het beroep na tien jaar en op het beroep na 20 jaar. Niet alleen blijkt het mobiliteitsproces dus een zichzelf versterkend proces te zijn, er is daarnaast sprake van cumulatie-effecten van iemands onderwijs. Van twee personen met hetzelfde onderwijs heeft degene die als eerste beroep een beroep met een hoger prestige had, daar niet alleen na tien, maar ook na 20 jaar nog voordeel van. En van twee personen die in onderwijs verschillen, heeft de persoon met het meeste onderwijs daar niet alleen bij diens eerste beroep voordeel van, maar ook bij diens beroep na tien jaar, en ook nog bij diens beroep van 20 jaar later.

Figuur 2.2 Effecten van onderwijs op beroepsprestige op tijdstip van betreden van de arbeidsmarkt, tien jaar later en twintig jaar later; gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten; Nederlandse mannen in 1982



Naast het bestaan van cumulatieprocessen blijkt uit de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten in Figuur 2.2 dat de directe effecten van onderwijs, met het vorderen van de beroepsloopbaan afnemen. Was het effect van onderwijs op eerste beroep .68, na tien jaar is dat nog .21, terwijl het na twintig jaar nog maar .14 is. Naast het directe effect van onderwijs is er een indirect effect. Zo heeft onderwijs een effect op het beroep na tien jaar via de omweg van haar directe effect op het eerste beroep en het directe effect van het eerste beroep op het beroep tien jaar later. Dit indirecte effect is $.68 * .65 = .44$. Dit indirecte effect opgeteld bij het directe effect levert een totaal effect van .65 op. Dit totale effect is iets kleiner is dan het directe en totale

effect van onderwijs op het eerste beroep. Men kan opperen dat onderwijs als hulpbron tijdens iemands loopbaan gedeeltelijk wordt omgezet in een andere hulpbron, een bepaalde staat van dienst, en dat dit weer gevolgen heeft voor de hoogte van iemands beroep op een later tijdstip.

Het indirecte effect van onderwijs op beroep na twintig jaar is $(.68 * .65 * .59) + (.68 * .12) + (.21 * .59) = .46$. Het totale effect van onderwijs op beroep na twintig jaar komt daarmee op $.60$. Er is dus steun voor de hypothese dat het totale effect van iemands onderwijs op iemands beroep afneemt naarmate het langer geleden is dat men de opleiding heeft voltooid.

2.8 Intra- en intergenerationale beroepsprestigemobiliteit vergeleken

Tot nu toe is in dit rapport alleen aandacht besteed aan de beroepen die mensen zelf hebben uitgeoefend. Voor een persoon zelf gaat werken, wordt de sociale positie van een persoon echter bepaald door het gezin waarin deze persoon opgroeit, meer in het bijzonder het beroep van de vader van deze persoon. In deze paragraaf wordt het prestige van het beroep van de vader van een persoon in de beschouwing betrokken. Aldus komen vragen over intergenerationale beroepsprestigemobiliteit aan bod. Deze intergenerationale mobiliteit wordt niet op zich bestudeerd; het gaat in deze paragraaf om de vraag in hoeverre de intergenerationale beroepsprestigemobiliteit overeenkomt met de reeds eerder vastgestelde intragenerationele beroepsprestigemobiliteit.

Uit de mogelijk te bestuderen vormen van intergenerationale beroepsprestigemobiliteit wordt gekozen voor het verschil tussen de baan van de vader van een persoon toen deze persoon 12 jaar oud was en de eerste baan van die persoon na de beëindiging van diens dagonderwijs. Twaalf jaar is een leeftijd waarop een belangrijke beslissing over het niveau van het te volgen dagonderwijs valt, en algemeen wordt verondersteld dat het beroep van iemands vader daarop van invloed is. Door voor de eerste baan van een persoon te kiezen wordt de duur van de periode, bestreken door de intergenerationale mobiliteitstabel zo kort mogelijk gehouden, en daarmee zo veel mogelijk in overeenstemming met de duur van de periode waarop de in paragraaf 2.4 bestudeerde intragenerationele mobiliteitstabel betrekking heeft. Een ruwe schatting komt er op neer dat de personen die in het hedendaagse Nederland een beroep uitoefenen gemiddeld zes of zeven jaren na de beslissing over het niveau van het te volgen onderwijs voor het eerst een baan kregen, alhoewel dit aantal jaren voor sommigen tot tien kan oplopen. De met elkaar te vergelijken mobiliteitstabellen ontlopen elkaar wat betreft de lengte van de bestreken periode dus niet zo veel. Enigszins vergroevend kan men stellen dat deze intergenerationale mobiliteit door het onderwijsstelsel van een land wordt bewerkstelligd, terwijl de intragenerationele mobiliteit door arbeidsmarktprocessen tot stand is gekomen.

De vraag van deze paragraaf is in hoeverre deze intergenerationale beroepsprestigemobiliteit groter dan wel kleiner is dan de in paragraaf 2.4 vastgestelde intragenerationele beroepsprestigemobiliteit. Hoe verhoudt de intragenerationele mobiliteit wat betreft beroepsprestige zich tot de intergenerationale? Nu laat het zich aanzien dat de randverdelingen voor respondenten en voor hun vaders meer verschillen dan de randverdelingen in een intragenerationele tabel die op een periode van 5 jaar betrekking heeft. Die grotere verschillen leiden als vanzelf tot meer mobiliteit. De vraag is dus hoe inter- en intragenerationele beroepsprestigemobiliteit zich verhouden als er met deze verschillen rekening wordt gehouden. De tabel voor intergenerationale beroepsprestigemobiliteit moet zowel via percentering als via loglineaire modellen worden geanalyseerd.

De tabel voor intergenerationale beroepsprestigemobiliteit die in deze paragraaf wordt geanalyseerd is ontleend aan het Bestand van het Nationaal Programma Arbeidsmarkt Onderzoek uit 1982. In tegenstelling tot de bestanden OSA85, OSA86 en OSA88 bevat dit bestand gegevens over het eerste beroep van een respondent na het verlaten van de school. Het beroep van de vader van de respondent is in het NPAO bestand uitdrukkelijk vastgesteld als het beroep van iemands vader toen de respondent 12 jaar oud was. Tabel 2.16 is de tabel die uit het NPAO-bestand afkomstig is.

Tabel 2.16 Intergenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland van het beroep van iemands vader toen deze persoon 12 jaar oud was naar het eerste beroep van deze persoon; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

persoon	1	2	3	4	5	6	7	%
vader								
1	30	20	31	12	20	14	0	127 12
2	13	9	22	4	9	12	3	72 7
3	29	19	34	10	28	19	4	143 14
4	12	8	21	11	15	13	0	80 8
5	29	21	45	28	79	67	9	278 27
6	22	18	45	19	55	66	14	239 23
7	11	7	11	11	18	23	8	89 9
	146	102	209	95	224	214	38	1028
%	14	10	20	9	22	21	4	

In Tabel 2.9 voor intergenerationele beroepsprestigemobiliteit was het percentage stabiele personen 91, het percentage stijgers was 4, en het percentage dalers 5. De werklozen zijn hierbij buiten beschouwing gelaten. Past men op hen de regel toe dat het beroepsprestige 25 % daalt als gevolg van werkloosheid, dan is 87 % stabiel gebleven, 4 % gestegen en 9 % gedaald. In Tabel 2.16 voor intergenerationele mobiliteit is daarentegen 23 % stabiel gebleven, 45 % gestegen en 32 % gedaald. Op het eerste gezicht zijn deze verschillen bijzonder groot.

Nu is de grotere intergenerationele beroepsprestigemobiliteit niet zo verbazingwekkend wanneer de randtotalen van Tabel 2.16 met die van Tabel 2.9 worden vergeleken. Terwijl in Tabel 2.9 een afwijking van één procent voor een beroepsprestigecategorie al veel is, zijn er bij intragenerationele mobiliteit meermalen verschillen van vijf procent of meer. Tabel 2.16 bevat dus veel meer mobiliteit als gevolg van verschillen tussen de randverdelingen. Het gaat er nu om voor deze "gedwongen mobiliteit" met behulp van loglineaire modellen te corrigeren.

De nu te beantwoorden vraag was niet zo zeer hoeveel relatieve intergenerationele beroepsprestigemobiliteit er is, maar veeleer of de intergenerationele groter dan wel kleiner is dan de reeds vastgestelde intragenerationele beroepsprestigemobiliteit. De intergenerationele tabel vertoonde meer totale mobiliteit dan de intragenerationele. Geeft ze ook meer relatieve mobiliteit te zien? Om deze vraag te beantwoorden worden enkele loglineaire modellen voor de uit Tabel 2.9 en Tabel 2.16 samen te stellen 7*7*2 tabel gepast. De resultaten van de toepassing van deze modellen staan in Tabel 2.17. Vooraf: bij de loglineaire analyse van alleen Tabel 2.16 met het model dat naast effecten van de rijen en kolommen, bijzondere effecten voor de hoofddiagonaal en de eerste, tweede, en derde nevendagonalen bevat, past dit bijzonder goed: met 32 vrijheidsgraden heeft het een deviantie van 32. Dit model bleek ook bij de analyse van de intragenerationele tabel voor beroepsprestigemobiliteit het best passende model.

Tabel 2.17 Loglineaire modellen voor een tabel voor inter- en intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland

model	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. PE + PL + T	8565	84	106
2. PE + PL + T + D	2075	83	105
3. PE + PL + T * D	332	82	103
4. PE + PL + T * D + EN	274	81	102
5. PE + PL + T * (D + EN)	270	80	101
6. PE + PL + T * (D + EN) + TN	256	79	100
7. PE + PL + T * (D + EN + TN)	256	78	99
8. PE + PL + T * (D + EN + TN) + DN	246	77	98
9. PE + PL + T * (D + EN + TN + DN)	235	76	97
10. PE + PL + DD + T * (EN + TN + DN)	186	70	90
11. PE + PL + DD + T * STAP	189	74	94

PE: beroepsprestige eerste tijdstip; PL: beroepsprestige laatste tijdstip; T: soort tabel (intragenerationeel of intergenerationeel); D: diagonaalcellen; EN: eerste nevendiaagonaal; TN: tweede nevendiaagonaal; DN: derde nevendiaagonaal; DD: aparte parameters voor de afzonderlijke diagonaalcellen van de intergenerationele tabel plus één parameter voor alle diagonaalcellen van de intragenerationele tabel; STAP: het aantal stappen dat een nevendiaagonaalcel van de hoofddiaagonaal is verwijderd

Wanneer er verschillen tussen de tabellen zijn, blijken die uit de vergelijking van de devianties van de modellen 2 en 3, die van 4 en 5, van 6 en 7, en van 8 en 9. Dat blijken ze voor wat betreft de cellen op de diagonaal en op de derde nevendiaagonaal inderdaad te doen. Er zijn geen verschillen wat betreft de eerste en de tweede nevendiaagonaal.

De vraag is nu welke verschillen de parameters te zien geven. De verwachting is dat de diagonaalparameter voor de intergenerationele tabel lager is dan voor de intragenerationele tabel, en dat de parameters voor de nevendiaagonalen bij de intergenerationele tabel ook lager zijn.

Welnu, terwijl voor de intragenerationele tabel in model 9 de parameter voor stabiliteit (het hoofddiaagonaaleffect) 5.0 is, is die voor de intergenerationele tabel beduidend lager, en wel 0.8. Dit is zoals verwacht: er is ook in relatieve zin minder intergenerationele stabiliteit dan intragenerationele stabiliteit. Ook zoals verwacht zijn de parameters voor de nevendiaagonalen bij de intragenerationele mobiliteit groter dan bij de intergenerationele. Voor de derde nevendiaagonaal is de intra-parameter 1.0, de inter-parameter 0.1. Zoals reeds bij de vergelijking van de devianties bleek, ontlopen de parameters voor de eerste en tweede nevendiaagonaal elkaar nauwelijks. Maar de verschillen gaan wel in de voorspelde richting.

Toch kan men meer steun willen voor het samenvattend oordeel dat er meer relatieve intergenerationele dan intragenerationele beroepsprestigemobiliteit is. Zo dient in het oog te worden gehouden dat model 9, gezien het verschil tussen deviantie en kritische waarde minder bevredigend is. Gezien deze zaken worden enkele aanvullende modellen gepresenteerd. Ze kunnen er op duiden dat er, ook bij de toepassing van andere modellen, in de intergenerationele tabel meer mobiliteit op de nevendiaagonalen wordt gevonden. Ze kunnen ook aangeven dat er volgens die modellen juist meer mobiliteit over grotere afstand is in de tabel voor intragenerationele mobiliteit.

Voor de intragenerationele tabel was gevonden dat met één parameter de frekwenties op de hoofddiagonaal van deze tabel bevredigend konden worden weergegeven. Het verschil in deviantie tussen model 9 en 10 geeft aan dat dit wat betreft de intergenerationele tabel minder goed lukt. De diagonaalcel met als beroepsprestige 3 heeft de laagste dichtheid, en wel één van 0,2, de diagonaalcel met score 5 de hoogste, namelijk 1,5. Het patroon in de parameters voor de nevendagonalen van model 10 ontloopt dat in die van model 9 echter nauwelijks.

Daarnaast kan men, op grond van de zo net gepresenteerde parameters, opmerken dat voor de intergenerationele tabel de hypothese dat er minder mobiliteit over grotere afstand is beduidend beter opgaat dan voor de intragenerationele. De parameters voor de intragenerationele tabel zijn respectievelijk 5,0, 1,4, 0,9 en 1,0, die voor de intergenerationele 0,8, 0,6, 0,4, 0,1. Er is dus aanleiding om model 12 toe te passen, een spaarzamer model waarin de dichtheden op nevendagonalen omgekeerd evenredig zijn met het aantal stappen dat ze van de hoofddiagonaal zijn verwijderd. (Dit stapmodel past beter dan het model waarin ze omgekeerd evenredig zijn met het kwadraat van het aantal stappen: het uniforme associatiemodel).

Gezien deviantie, vrijheidsgraden en kritische waarde, doet model 11 niet onder voor model 10. De parameters voor de diagonaalcellen vertonen weer het bekende patroon: minder stabiliteit in de intergenerationele tabel. Volgens de stappen-parameters komt ook meer intergenerationele mobiliteit voor dan intragenerationele (bij dit stappen-effect worden de diagonaalcellen dus buiten beschouwing gelaten). Voor de intergenerationele tabel is de stapparameter -0,19 en voor de intragenerationele -0,36, waarbij het verschil tussen deze parameters statistisch significant is. Dit resultaat dat met model 11 is behaald komt overeen van het resultaat met model 9. Deze toepassing van een ander model versterkt het samenvattende oordeel dat er meer relatieve intergenerationele beroepsprestigemobiliteit is dan relatieve intragenerationele beroepsprestigemobiliteit.

Wanneer wordt aanvaard dat intragenerationele mobiliteit op de werking van de arbeidsmarkt is terug te voeren en intergenerationele mobiliteit tussen beroep vader en eigen eerste beroep op de werking van het onderwijsstelsel, dan kan samenvattend het volgende worden opgemerkt. Aanvankelijk heeft men na de tweede wereldoorlog het onderwijs als hefboom voor sociale verandering gezien, als een middel waarmee bijvoorbeeld ongelijkheden verminderd kunnen worden. In de jaren zeventig en tachtig zijn de verwachtingen van het onderwijs in dit opzicht minder gespannen geworden. Volgens de resultaten van deze paragraaf leidt het onderwijsstelsel nog steeds tot meer mobiliteit dan de arbeidsmarkt.

3. Statusinconsistentie

De vragen die tot nu toe aan de orde kwamen hadden alle betrekking op telkens één dimensie van stratificatie: de economische beroepsklasse van mensen, dan wel hun functieniveau, dan wel het beroepsprestige. De stratificatie van een samenleving is niet alleen geringer indien er meer mobiliteit langs één dimensie is, ze is ook geringer als de samenhang van één dimensie met andere dimensies van stratificatie zwakker is. Bij zwakkere samenhangen worden ongelijkheden ingeperkt en is de samenleving "opener". Voorbeelden van andere dimensies zijn onderwijs, inkomen en (on)aangename werkomgeving. Wanneer men zegt dat de samenhang tussen dimensies van stratificatie gering is, zegt men tevens dat er meer mensen zijn met én een hoge (lage) score op de ene dimensie én een lage (hoge) score op de andere dimensie. Daarom wordt het verschijnsel dat in dit hoofdstuk centraal staat sinds lange tijd ook wel statusinconsistentie genoemd (Lenski 1954).

De sterkste inperking van ongelijkheden en de scherpste statusinconsistentie treedt niet op bij een heel zwakke positieve samenhang tussen dimensies van stratificatie, bijvoorbeeld tussen onderwijs en inkomen, maar bij een negatieve samenhang, waarbij bijvoorbeeld onaangenaam werk (iets dat maar weinigen graag doen) gecompenseerd wordt door een hoog inkomen (iets dat velen willen hebben). Dergelijke negatieve verbanden worden in de werkelijkheid zelden aangetroffen. Men vindt meestal matig positieve verbanden.

Net als naar mobiliteit, kan ook naar inconsistentie op twee manieren worden gekeken. Enerzijds kan men voor een tabel waarin bijvoorbeeld iemands onderwijs tegen iemands inkomen is gekruist en het aantal onderwijscategorieën gelijk is aan het aantal inkomenscategorieën, het aantal consistente en het aantal inconsistente personen als percentage van de gehele bevolking bepalen. Ook kan men uitrekenen hoeveel procent van de gehele bevolking in geringe en hoeveel procent in sterke mate inconsistent is. Wanneer het aantal onderwijsgroepen niet gelijk is aan het aantal inkomensklassen is volledige consistentie natuurlijk niet mogelijk. Wel kan men vragen stellen over zaken als het percentage personen met een zo gering mogelijke en dat met een zo groot mogelijke inconsistentie.

Wanneer men de randtotalen van een "vierkante" tabel voor de inconsistentie van onderwijs en inkomen beziet, blijken in de regel niet alleen de onderwijsklassen en de inkomensgroepen uiteenlopend gevuld te zijn, maar blijkt tevens dat de omvang van de hoogste onderwijsgroep afwijkt van die van de hoogste inkomenscategorie, enz. Dit betekent dat niet zo zeer vragen over totale, maar juist vragen over relatieve inconsistentie dienen te worden gesteld. Een voorbeeld van een vraag over relatieve inconsistentie is de vraag naar de ongelijke uitkomst van de wedijver tussen mensen met het hoogste en één na hoogste onderwijs om het hoogste en één na hoogste functieniveau.

De kwestie is dus hoe de relatieve inconsistentie vastgesteld kan worden. Lenski (1954) deed dit door scores van personen op dimensies van stratificatie als aantal jaren gevolgd onderwijs, inkomen in dollars, en punten beroepsprestige in standaardscores uit te drukken en groepen te maken die een even groot deel van de bevolking omvatten. Een toepassing van Lenski's techniek is te vinden in een artikel van Ultee (1978) over veranderingen in het verband tussen onderwijs en inkomen in de Verenigde staten tussen 1963 en 1975. Lenski stelde echter niet uitdrukkelijk dat er een probleem bestond. Ook is Lenski's manier van werken niet als een oplossing van dit probleem bekend geraakt.

Het is misschien dan ook niet verwonderlijk dat de vraag hoe totale en relatieve mobiliteit te onderscheiden, in hedendaags arbeidsmarktonderzoek naar "verdringingseffecten" een

ondergeschikte rol speelt. Wanneer de hoogste onderwijscategorie in een land sterker groeit dan het aantal beroepen met het hoogste functieniveau, treedt een vanzelfsprekende verandering in de totale inconsistentie op. Het kan gewenst zijn af te zien van inconsistenties die door de randtotalen van een tabel zijn afgedwongen. Dit gebeurt zelden uitdrukkelijk in de literatuur over verdringing. Dat maakt deze kwestie echter niet minder belangrijk en roept twijfel op over de resultaten van analyses waarin dit onderscheid is verwaarloosd.

Bij de analyse van inconsistentietabellen doet zich dus een kwestie voor die overeenkomstig is aan de moeilijkheid bij de analyse van mobiliteitstabellen. De oplossing is ook overeenkomstig: door gebruik te maken van loglineaire modellen kan voor effecten van verschillen tussen de randverdelingen worden gecorrigeerd. Deze oplossing is bijzonder aantrekkelijk omdat ze ook toepasbaar is op niet-vierkante tabellen voor de samenhang tussen bijvoorbeeld onderwijs en functieniveau. In het onderstaande zullen vragen over inconsistentie met behulp van loglineaire technieken worden beantwoord.

Gegevens over de relatieve inconsistentie tussen bepaalde dimensies op één tijdstip zeggen op zich niet veel. Daarom wordt in het onderstaande de vraag naar de relatieve statusinconsistentie in het bestand OSA85 uitgebreid met de vraag of die inconsistentie afwijkt van die in het bestand Nationaal Programma Arbeidsmarktonderzoek 1982 (NPAO82), en van die in de Leefsituatiesurveys van het CBS van 1974 (LSO74) en 1977 (LSO77). Paragraaf 3.1 handelt over de vraag of de inconsistenties tussen onderwijs, inkomen en beroepsprestige in Nederland tussen 1974 en 1985 zijn toegenomen. Deze vraag wordt in paragraaf 3.2 uitgebreid tot de vraag in hoeverre de statusinconsistentie volgens het bestand OSA88 van de eerdere bestanden afwijkt. In paragraaf 3.3 wordt de met een baan verbonden (on)aangename werkomstandigheden als een vierde dimensie van stratificatie opgevat. De daar te beantwoorden vraag luidt in hoeverre in Nederland in 1974, 1977 en 1985 onaangenaam werk samengaat met minder beroepsprestige en een hoger uurinkomen.

3.1. Inconsistenties 1974, 1977, 1982, 1985

Deze paragraaf handelt over de vraag hoe de relatieve statusinconsistentie zich in Nederland tussen 1974 en 1985 heeft ontwikkeld. Eén mogelijke hypothese ter beantwoording van deze vraag luidt dat, door olievlekgevolgen van de tussen 1974 en 1985 sterk toegenomen werkloosheid, de inconsistentie is toegenomen. Door de hoge werkloosheid zijn mensen met een bepaald onderwijs banen gaan aannemen met een lager inkomen en een lager aanzien.

Dat deze hypothese haar beperkingen heeft, ligt eigenlijk voor de hand: wanneer de waardevermindering van diploma's bijzonder groot is gaat een consistentie op een bepaald niveau, via inconsistentie, na verloop van tijd over in consistentie op een lager niveau. Dit vormt een argument voor de tegenovergestelde hypothese dat met stijgende werkloosheid consistenties toenemen. Een ander argument voor de hypothese van toenemende consistenties is dat bij volledige werkgelegenheid mensen met een opleiding die lager is dan de opleiding die strikt genomen voor de uitoefening van een baan vereist is, toch in die baan terecht komen. Bij oplopende werkloosheid komen dergelijke stijgingen niet meer voor. Dit laatste leidt eveneens tot de voorspelling dat tussen 1974 en 1985 de consistentie is toegenomen.

Ter toetsing van de trenduitspraken die met deze hypothesen kunnen worden gedaan, moesten de gegevens uit verschillende databestanden zo veel mogelijk vergelijkbaar worden gemaakt. Dit is als volgt gebeurd.

De gegevens over iemands totale inkomen uit de bestanden van 1974, 1977, 1982 en 1985 zijn met behulp van de omvang van diens werkweek teruggerekend naar iemands uurinkomen. Daarna zijn de uurinkomens voor de verschillende jaren gecorrigeerd voor inflatie. Vervolgens is dit uurinkomen tot vier categorieën teruggebracht: minder dan fl. 8,50, van fl. 8,50 tot fl. 12,00, van fl. 12,00 tot fl. 18,00, en meer dan fl. 18,00. Ze zijn gecodeerd van 1 naar 4. De cijfers hebben betrekking op het netto-uurinkomen volgens de waarde van de gulden in 1980.

Opleiding bestaat in 1974 uit vier categorieën: alleen lager onderwijs, uitgebreid lager onderwijs, middelbaar onderwijs, en hoger onderwijs. In de andere jaren bestaat het uit vijf categorieën: alleen lager onderwijs, lager beroepsonderwijs, middelbaar onderwijs, hoger beroepsonderwijs en wetenschappelijk onderwijs. De categorieën zijn gecodeerd van 1 naar 4 of 5. In Figuur 3.1 is, voor de vergelijkbaarheid, gedaan alsof bevindingen voor de laagste onderwijscategorie in 1974 zodanig is dat ze geldt voor de twee laagste onderwijscategorieën voor latere jaren.

Beroepsprestige voor 1977, 1982 en 1985 is gemeten volgens de Ultee & Sixma-schaal, en is evenals in paragraaf 2.3 in zeven categorieën ingedeeld. De categorie met het meeste prestige heeft nu score 7, die met het minste score 1. Het databestand voor 1974 bevat geen viercijferige CBS-beroepencodes, maar een grovere indeling die in veel opzichten lijkt op het UMS-schema voor economische klassen. De categorieën van deze indeling zijn met de gegevens uit Ganzeboom, Luijkx, Dessens, N.D. de Graaf, P. de Graaf, Jansen, Ultee (1987: 34) naar beroepsprestige gerangschikt. Omdat het databestand voor 1977 zowel viercijferige CBS-beroepencodes bevatte als deze grovere indeling, kon een breuk in de tijdreeks worden voorkomen. De analyse voor 1977 die vergelijkbaar is met die voor 1974 wordt aangeduid met 1977a, de analyse die vergelijkbaar is met die voor 1982 en 1985 als 1977b.

Tabel 3.1 Loglineaire modellen voor de driedimensionale classificatie van iemands onderwijs, uurinkomen en beroepsprestige in Nederland in 1974 (N = 2060), 1977 (N = 1840), 1982 (N = 890) en 1985 (N = 2087)

model	deviantie					vrijheidsgraden en kritische waarden ($\alpha=0.05$)	
	1974	1977a	1977b	1982	1985	1974	1977-1982-1985
1. O + P + I	1524	1449	1181	777	1167	99 122	126 152
2. O + P + I + U	1292	951	409	252	356	98 121	125 151
3. O + P + I + O * U _{PI} + P * U _{OI} + I * U _{OP}	220	310	190	139	112	86 108	112 137

O: opleiding; P: prestige; I: inkomen per gewerkt uur; U: uniforme associatie; U_{PI}: uniforme associatie tussen prestige en uurinkomen; U_{OI}: uniforme associatie tussen opleiding en uurinkomen; U_{OP}: uniforme associatie tussen opleiding en prestige.

Tabel 3.1 geeft de resultaten van de loglineaire analyses die zijn uitgevoerd op de driedimensionale tabellen die voor de verschillende jaren beschikbaar zijn. Het is niet goed doenlijk deze tabellen hier weer te geven. In model 1 van Tabel 3.1 wordt verondersteld dat onderwijs, beroep en uurinkomen onderling onafhankelijk zijn. Dit model past in alle jaren bijzonder slecht.

In model 2 wordt verondersteld dat de samenhang tussen opleiding, prestige en uurinkomen voor de gehele tabel constant (uniform) is. Dit model zegt ondermeer dat de odds ratio's van opleiding en prestige voor alle categorieën van uurinkomen identiek zijn. Daarnaast zegt het dat deze gelijk zijn aan de odds ratio's van opleiding en inkomen voor alle categorieën van beroepsprestige en aan die van prestige en loon voor alle categorieën van opleiding. Gedachtig het gestelde in het begin van dit hoofdstuk, belichaamt model 2 ook de hypothese dat sterkere inconsistenties minder voorkomen dan zwakkere. Model 2 past vanzelfsprekend beter dan model 1, maar haar deviantie is nog niet bevredigend.

In model 3 worden enige veronderstellingen van model 2 los gelaten. Er wordt aangenomen dat de odds ratio's van opleiding en prestige binnen elke categorie van inkomen constant zijn, maar kunnen verschillen over de categorieën. Hetzelfde geldt voor de odds ratio's van opleiding en inkomen voor de categorieën van prestige en voor de odds ratio's van inkomen en prestige voor de categorieën van opleiding. Blijkens Tabel 3.1 levert model 3 een veel lagere deviantie dan model 2 op. Voor 1982 en 1985 blijkt model 3 goed te passen. Hoewel model 3 niet voor alle jaren even goed past, zullen nu de parameters van dit model worden geïnterpreteerd. Ze staan in Tabel 3.2 en Figuur 3.1.

Vooraf nog enkele opmerkingen. De parameter voor uniforme associatie tussen twee variabelen is de logaritme van de odds ratio. Indien een parameter voor uniforme associatie de waarde nul heeft, is er geen verband tussen twee dimensies. Des te meer een parameter boven nul komt, des te sterker is de positieve samenhang tussen twee dimensies van stratificatie en des te groter is de statusconsistentie. Des te meer een parameter onder nul ligt, des te negatiever is het verband tussen twee dimensies van stratificatie is en des te groter de statusinconsistentie. Tenslotte: wanneer de hypothese opgaat dat met toenemende werkloosheid de statusinconsistentie toeneemt, moeten de waarden van de parameters in Tabel 3.2 in de loop van de tijd afnemen. Wanneer de tegenovergestelde hypothese opgaat, moeten ze juist toenemen.

Tabel 3.2 Enige parameters van model 3 voor de driedimensionale classificatie van iemands onderwijs, uurinkomen en beroepsprestige in Nederland in 1974, 1977, 1982 en 1985

	1974	1977a	1977b	1982	1985
U_{Op}	.39	.25	.25	.45	.32
U_{OI}	-.59	-.29	n.s.	n.s.	.50
U_{PI}	n.s.	n.s.	n.s.	.34	.39

Eerst de resultaten voor 1985 die betrekking hebben op de associatie tussen twee dimensies. De andere parameters van model 3 uit Tabel 3.1, die voor de samenhang tussen twee dimensies bij een gegeven score op de derde, komen verderop in deze paragraaf aan de orde.

Voor alle mogelijke paren van dimensies blijkt er sprake te zijn van consistentie: alle parameters voor uniforme associatie hebben een positief teken. Het sterkst is de consistentie tussen opleiding en uurinkomen, het zwakst is die tussen opleiding en prestige. Er worden geen negatieve relaties gevonden (het is niet zo dat bijvoorbeeld een hoger prestige samengaat met een lager uurinkomen).

Het beeld voor 1982 wijkt af van dat voor 1985. Er is in dat jaar geen verband tussen opleiding en uurinkomen. De hoogste associatie is die tussen opleiding en prestige, terwijl die associatie in 1985 het zwakst was. Op twee van de drie paren dimensies is de consistentie tussen 1982 en 1985 toegenomen. De associatie tussen opleiding en prestige is significant lager dan die voor 1982 en eveneens lager dan die voor 1985.

In 1977b blijken zelfs twee parameters voor uniforme associatie niet significant te zijn, en wel die voor opleiding en uurinkomen en die voor inkomen en prestige. De statusinconsistentie is tussen 1977 en 1982 voor twee van de drie paren dimensies van stratificatie en tussen 1977 en 1985 voor alle drie paren dimensies van stratificatie toegenomen.

In 1974 en 1977a is de uniforme associatie tussen uurinkomen en prestige niet significant. Tesamen met de eerder besproken bevindingen leidt dit tot de slotsom dat er tussen 1974 en 1985 meer consistentie tussen uurinkomen en prestige is ontstaan. Tussen 1974 en 1977 is de positieve associatie tussen opleiding en prestige afgenomen. Het valt niet te zeggen of ze in 1985 hoger of lager is dan in 1974. Bijzonder opvallend is de bevinding dat de samenhang tussen opleiding en uurinkomen zowel in 1974 als in 1977a negatief is. De vraag welke factoren nu precies voor de negatieve tekens verantwoordelijk zijn, valt buiten het bestek van deze paragraaf. Gezien de waarde van de parameter U_{OI} voor 1977b ligt het voor de hand te veronderstellen dat met de rangordening van beroeps categorieën naar prestige ruis is binnengehaald. Wanneer de fout voor 1974 hetzelfde is als voor 1977a - en er is geen reden om het tegendeel aan te nemen - is de slotsom dat tussen 1974 en 1985 de consistentie tussen opleiding en uurinkomen is toegenomen.

Wanneer de bevindingen over alle drie de paren dimensies van stratificatie nog eens in ogenschouw worden genomen, is de algemene slotsom dat tussen 1974 en 1985 de statusconsistentie in Nederland is toegenomen. In dit opzicht is de Nederlandse samenleving daarmee sterker gestratificeerd geraakt.

Nu een meer specifieke vraag. De consistentie tussen de dimensies van stratificatie hoeft niet overal op de maatschappelijke ladder even sterk te zijn. Zo kan men zich in het geval van drie dimensies van stratificatie voorstellen dat aan de bovenkant van één dimensie de consistentie van twee andere dimensies groter is dan op de andere plekken van de eerste dimensie van stratificatie. Het alternatief dat hier het verst van afwijkt luidt dat juist aan de onderkant van één dimensie van stratificatie de consistentie van de twee andere dimensies groter is.

De laatste hypothese lijkt sterk op de aloude hypothesen over een "cultuur van de armoede" en "de vicieuze cirkel van deprivatie". Ze komt er niet geheel mee overeen omdat deze veronderstellingen op z'n hoogst bij implicatie aannemen dat de cultuur van de rijkdom minder sterk is dan de cultuur van de armoede en dat de cirkel van bevoordeling gemakkelijker te doorbreken is dan die van benadeling. De tweede hypothese dekt Heath's bevinding dat in Engeland in de jaren zeventig voordelen zich meer opeenstapelden dan nadelen (Heath 1981: 166). Heath formuleerde zijn hypothese en bevindingen wel duidelijk in relatieve termen. De hypothese van Heath is te preciseren door, in lijn met de zo net gedane bevindingen voor consistentie in het algemeen, te veronderstellen dat bij toenemende werkloosheid aan de bovenkant van een dimensie van stratificatie de consistentie tussen de twee andere dimensies meer toeneemt dan aan de onderkant van die dimensie.

Ter toetsing van deze hypothesen worden de parameters voor de samenhang tussen twee dimensies bij een gegeven score op de derde dimensie gepresenteerd. Om een grote tabel beter begrijpelijk te maken, zijn de waarden van de parameters in Figuur 3.1 weergegeven. (De lijnen in deze figuur voor 1988 komen in de volgende paragraaf aan de orde.) Het gaat in deze tabel niet om afwijkingen van de uniforme associatie bij een gegeven score op een derde dimensie van parameters zoals gepresenteerd in Tabel 3.2, maar om de optelsom van de laatste parameters plus de afwijking, dat wil zeggen om de uniforme associatie tussen twee dimensies bij een gegeven score op een derde dimensie.

Eerst over de consistentie van prestige en uurinkomen bij een gegeven opleiding (Figuur 3.1a). Voor 1974 en 1977 wordt gevonden dat er bij welke opleiding dan ook geen samenhang is tussen prestige en uurinkomen. De positieve samenhang die er voor 1982 en 1985 is, blijkt voor de personen met een lagere opleiding sterker te zijn dan voor personen met een hogere opleiding. Bovenaan de opleidingsrangorde is er dus minder consistentie tussen inkomen per uur en beroepsprestige dan onderaan de opleidingsrangorde.

De parameters voor de consistentie van opleiding en prestige bij een gegeven uurinkomen vertonen een ander beeld (Figuur 3.1b). Terwijl voor 1974 en 1977 de samenhang tussen opleiding en prestige maar in geringe mate van het inkomen afhangt, geldt voor 1982 en 1985 heel duidelijk dat naarmate het uurinkomen hoger is, de samenhang tussen opleiding en prestige positiever is.

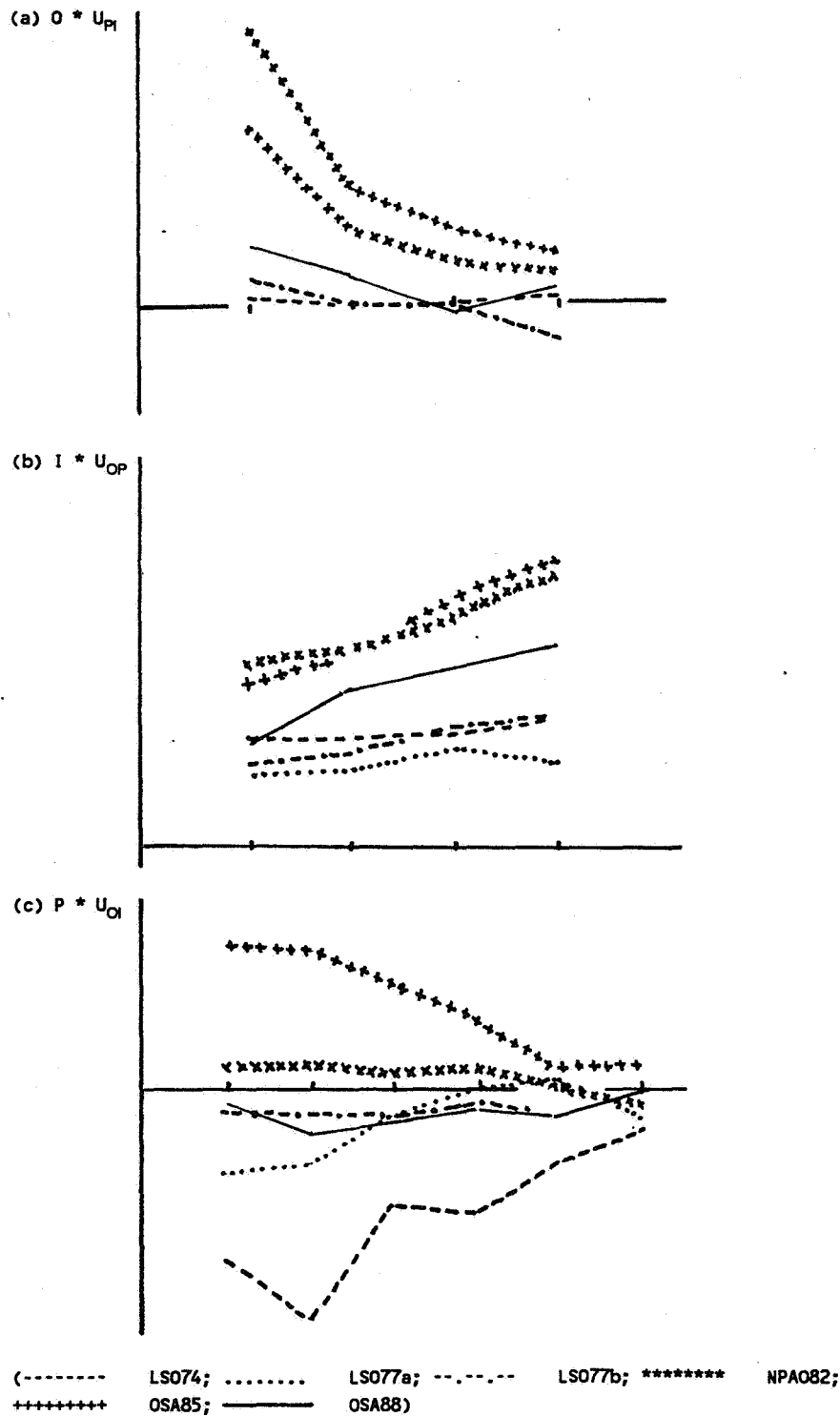
Bij een hoog beroepsprestige is de samenhang tussen opleiding en uurinkomen in alle jaren vrijwel afwezig (Figuur 3.1c). In 1974 was die samenhang voor personen met een laag beroepsprestige echter sterk negatief, terwijl die in 1977 zwak negatief was, in 1982 zwak positief en in 1985 sterk positief.

Een eenvoudige algemene slotsom laat zich op grond van deze resultaten niet trekken. De hypothese moet worden verworpen, dat in alle jaren en voor alle drie de combinaties van dimensies van stratificatie de consistentie tussen twee dimensies van stratificatie aan de bovenkant van een derde dimensie groter is dan aan de onderkant. Hetzelfde geldt voor de

tegenovergestelde hypothese dat onder deze omstandigheden de consistentie aan de bovenkant geringer is dan aan de onderkant.

Wanneer van een volgorde in de tijd tussen dimensies van stratificatie wordt uitgegaan, zijn de bevindingen over de samenhang tussen uurinkomen en beroepsprestige bij gegeven onderwijs het belangrijkste. Mensen verkrijgen immers inkomen en beroepsprestige op grond van hun opleiding. Hoewel meer onderwijs tot een hoger inkomen leidt en meer onderwijs ook meer beroepsprestige met zich meebrengt, gingen in Nederland in de jaren zeventig, na uitschakeling van de effecten van onderwijs, uurinkomen en beroepsprestige niet samen. In de eerste helft van de jaren tachtig was er wel sprake van een samengaan van materiële en immateriële beloning na uitschakeling van de effecten van onderwijs.

Figuur 3.1 Parameters voor de samenhang tussen 2 dimensies van stratificatie bij een bepaalde score voor een derde dimensie van stratificatie in Nederland van 1974 tot en met 1988; (a) het verband tussen prestige (P) en uurinkomen (I) bij een gegeven opleiding (O); (b) het verband tussen opleiding en prestige bij een gegeven uurinkomen; (c) het verband tussen opleiding en uurinkomen bij een gegeven prestige



3.2. Inconsistenties 1988

Wanneer de trend naar meer consistentie tussen 1974 en 1985 werkelijk iets uitstaande heeft met de in die tijd toegenomen werkloosheid, dan moet zich na 1985 een omkering voordoen. Deze paragraaf toetst deze voorspelling op materiaal uit het bestand OSA88. De devianties van de voor 1988 gepaste loglineaire modellen staan in Tabel 3.3, waarin ze worden vergeleken met de resultaten voor 1982 en 1985. De parameters staan in Tabel 3.4. De resultaten voor 1982, 1985 en 1988 worden hier nog eens samengevat omdat het hier gaat om bevindingen op basis van op overeenkomstige databestanden. Aangezien voor inflatie is gecorrigeerd, zijn de inkomensgegevens voor 1988 vergelijkbaar met die voor de andere jaren.

Tabel 3.3 Loglineaire modellen voor de driedimensionale classificatie van iemands onderwijs, uurinkomen en beroepsprestige in Nederland in 1982 (N = 890), 1985 (N = 2087) en 1988 (N = 1783)

model	deviantie			vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
	1982	1985	1988		
1. O + P + I	777	1167	1158	126	152
2. O + P + I + U	252	356	284	125	151
3. O + P + I + U_{OP} + I + U_{PI} + O * U_{PI} + P * U_{OI} + I * U_{OP}	139	112	140	112	137

O: opleiding; P: prestige; I: inkomen per gewerkt uur; U: uniforme associatie

Tabel 3.4 bevat de parameters van Model 3 uit Tabel 3.3, het model waarvan ook de parameters in de vorige paragraaf zijn geïnterpreteerd. De gevonden parameters stoken op het eerste gezicht met de veronderstelling dat in 1988 de consistentie van twee dimensies van stratificatie, na uitschakeling van een derde, minder is dan in 1985. Twee van de drie parameters zijn nu niet significant. De enige significante parameter voor 1988 is lager dan die voor 1985.

Tabel 3.4 Parameters van model 3 uit Tabel 3.3 voor de driedimensionale classificatie van iemands onderwijs, uurinkomen en beroepsprestige in Nederland in 1982, 1985 en 1988

	1982	1985	1988
U_{OP}	.45	.32	.28
U_{OI}	n.s.	.50	n.s.
U_{PI}	.34	.39	n.s.

De parameters van model 3 uit Tabel 3.3 ter toetsing van de hypothese over cirkels van bevoordeling en benadeling zijn aan Figuur 3.1 toegevoegd. Volgens Figuur 3.1.a is er in 1988 bij hoog onderwijs geen samenhang tussen beroepsprestige en uurinkomen, en bij laag onderwijs een lichte positieve. Die laatste samenhang is echter zwakker dan die in 1982 en 1985. Volgens Figuur 3.1.b geldt voor 1988 hetzelfde als hetgeen voor 1985 en 1982 al was gevonden: naarmate het inkomen hoger is, is de samenhang tussen opleiding en prestige positiever. Blijkens Figuur

3.1.c verschilt voor 1988 het verband tussen opleiding en loon zowel bij personen met veel als bij personen met weinig beroepsprestige. Aangezien de lijnen voor 1988 in al deze figuren onder die voor 1985 liggen, lijkt hiermee een bevestiging te zijn verkregen voor de hypothese dat bij een afnemend werkloosheidspeil consistenties aan de top geringer worden.

Tegelijkertijd rijst echter de vraag hoeveel betekenis aan deze bevindingen moet worden gehecht. De veranderingen die Tabel 3.4 en Figuur 3.1 te zien geven, zijn wel bijzonder groot. Grote veranderingen kunnen voor de periode van 1974 tot 1985 worden verwacht, omdat de werkloosheid in die periode zo hoog is opgelopen. Maar ook de veranderingen die gevonden zijn voor het tijdvak tussen 1985 en 1988 zijn groot, en wel groter dan redelijkerwijs kan worden verwacht gezien de niet zo sterke afname van de werkloosheid tussen 1985 en 1988.

Het ligt voor de hand om de verklaring van de grote veranderingen in onvolkomenheden van de data te zoeken. Het is beslist zo dat de bestanden voor 1974 en 1977 qua karakter afwijken van die voor 1982, 1985 en 1988. Maar het bestand voor 1988 wijkt minder af van dat voor 1985 dan het bestand voor 1982 van dat voor 1985 afwijkt. Het bestand voor 1988 wijkt het sterkst af van het bestand voor 1985. Een andere onvolkomenheid zou in de kleine aantallen gelegen kunnen zijn. De voor ieder jaar geanalyseerde tabel telt 140 cellen. Gegeven de totalen van de tabellen komt dat gemiddeld neer op ongeveer 15 eenheden per cel. Dat aantal zou te laag kunnen zijn. Het is ook mogelijk dat de categorisering van uurinkomen en beroepsprestige over de verschillende bestanden niet goed vergelijkbaar is. Op mogelijk andere onvolkomenheden zal hier niet worden ingegaan.

In deze situatie is het gewenst die resultaten aan te wijzen die het meeste vertrouwen wekken. Dat zijn twee bevindingen. De ene is dat er, na uitschakeling van het uurinkomen, in alle jaren, een consistentie is van opleiding en prestige. De voor 1988 significante parameter in Tabel 3.4 was dat in de andere jaren als enige immers ook altijd. De andere luidt dat in alle jaren bij het toenemen van het inkomen, de consistentie van opleiding en prestige sterker wordt. De hier gedane uitspraken over trends moeten toch nog met de grootste voorzichtigheid worden betracht.

Getracht is nog om via een andere weg greep te krijgen op de samenhang tussen inkomen en prestige bij gegeven onderwijs. De trend in deze inconsistente vertoende in 1988 misschien de grootste merkwaardigheid. Daartoe is voor elk van de bestanden voor 1982, 1985 en 1988 per opleidingscategorie de correlatie tussen uurinkomen en beroepsprestige berekend. Uurinkomen en beroepsprestige zijn nu niet in mogelijk te grove categorieën ingedeeld. Er is met de oorspronkelijke, fijnere, schalen gewerkt. De correlaties zijn naar het geboortjaar van de respondent uitgesplitst. Om het aantal correlatiecoëfficiënten enigszins hanteerbaar te houden, is het geboortjaar van de respondenten in drie categorieën (<1935; 1935-1950; >1950) ingedeeld, en is de oorspronkelijke vijfdeling in het onderwijs van de respondenten ook tot een driedeling teruggebracht, en wel door de twee middelste en de twee hoogste categorieën samen te nemen.

De resultaten van deze berekeningen zijn weergegeven in Tabel 3.5. Merk op dat voor de berekening van correlaties van standaardcores wordt uitgegaan, en dat aldus de effecten van verschillen in gemiddelden en standaarddeviaties worden uitgeschakeld. In de coëfficiënten is een duidelijk patroon te onderkennen.

Tabel 3.5 Correlatie tussen uurinkomen en prestige voor combinaties van opleiding, geboortjaar en bestand

		bestand 1982			bestand 1985			bestand 1988		
		opleiding laag midden hoog			opleiding laag midden hoog			opleiding laag midden hoog		
	<1935	.17	.21	.33	.24	.43	.40	.31	.40	.12*
geboorte-	1935-1950	.19	.25	.27	.25	.36	.25	.31	.35	.34
jaar	>1950	.09*	.10*	.18	-.04*	.13	.37	-.01*	.12	.64

* correlatiecoëfficiënt niet significant

Eerst de vraag of de correlaties voor 1988 ook geen verband tussen uurinkomen en prestige te zien geven. Hoewel er twee insignificant zijn, kan dat in zijn algemeenheid niet worden gezegd. Hierbij moet worden bedacht dat de enige niet-significante correlatie bij de hoogopgeleide personen op 10 waarnemingen berust. De in paragraaf 3.1 gevonden verbanden voor 1982 en 1985 blijven bestaan.

Dan de vraag of nog steeds de correlaties voor 1985 hoger zijn dan die voor 1982, en die voor 1988 lager dan die voor 1985. Over het algemeen zijn voor 1985 inderdaad de correlaties voor een gegeven opleiding en geboortjaar hoger dan in 1982. Er kan echter niet worden volgehouden dat die voor 1988 systematisch lager zijn dan die voor 1985. In het algemeen lijken ze niet hoger te zijn.

Vervolgens de vraag of nog altijd in 1982 en 1985 de correlaties voor lager opgeleide personen lager zijn dan voor hoger opgeleide mensen. Dit blijkt zeer beslist niet het geval te zijn. In alle bestanden is de correlatie tussen uurinkomen en prestige hoger naarmate het opleidingsniveau hoger is. De enige uitzondering vormt de niet-significante correlatiecoëfficiënt bij de hoogopgeleide personen uit het bestand voor 1988 die op 10 waarnemingen berustte.

Deze bevindingen overziende dringt zich als conclusie op dat het niet mogelijk is gebleken stellige uitspraken te doen over de trend in de consistentie van uurinkomen en beroepsprestige na uitschakeling van de factor onderwijs. Een andere manier van analyseren leidt tot inhoudelijk afwijkende resultaten.

3.3. Staat tegenover onaangenaam werk een hoog prestige en inkomen?

Dit hoofdstuk is tot nu toe beperkt gebleven tot opleiding, inkomen en beroepsprestige als dimensies van stratificatie. In deze paragraaf wordt aan deze drie dimensies een vierde toegevoegd: de mate waarin iemands werkomstandigheden aangenaam dan wel onaangenaam zijn. De vraag naar de samenhang van deze vierde dimensie met de andere dimensies verdient bijzondere aandacht omdat zich hier heel sterke inconsistenties kunnen voordoen. Zo zou men kunnen veronderstellen dat zaken zoals stank, lawaai en vuil werk gecompenseerd worden door een hoger uurinkomen.

De in deze paragraaf te stellen vraag wijkt af van de vaker gestelde vraag of mensen die onaangenaam werk verrichten hun inkomen even gunstig of minder gunstig beoordelen dan mensen met aangenaam werk. De bevinding dat mensen met onaangenaam werk hiervoor via hun inkomen worden gecompenseerd sluit niet uit dat mensen met onaangenaam werk ontevreden kunnen zijn met hun inkomen. Deze zaken zijn met elkaar verenigbaar, bijvoorbeeld met de veronderstelling dat het hogere inkomen niet geheel het onaangename werk goed maakt en een nog hoger inkomen dat wel zou doen.

Zowel het bestand LSO74, het bestand LSO77 als het bestand OSA85 bevatten gegevens over werkomstandigheden. Hoewel de items niet altijd woordelijk gelijk zijn, zijn zoveel mogelijk vergelijkbare items bij elkaar gezocht. Die items die betrekking hebben op onaangename werkomstandigheden zijn geselecteerd: in alle drie de bestanden bevonden zich gegevens over ploegendienst, lawaai en vuil werk. Daarnaast zijn items geselecteerd die betrekking hebben op aangename werkomstandigheden. Deze verschillen meer per bestand. Uit het bestand LSO74 zijn gegevens geput over "interessant werk", "dingen kunnen doen die je liggen" en "werk kunnen onderbreken", uit het bestand OSA85 gegevens over "zelf kunnen regelen" en "creatieve mogelijkheden". De items met betrekking tot onaangename werkomstandigheden zijn omgescoord. Alle items zijn gedichotomiseerd, waarna voor ieder individu door optelling een totaalscore is verkregen. Om tot een vierkante tabel te komen voor inkomen en werkomstandigheden is deze totaalscore tot een vierdeling teruggebracht; de totaalscore is tot een zevending teruggebracht om een vierkante tabel voor beroepsprestige en werkomstandigheden te verkrijgen.

Tabel 3.6 Loglineaire modellen voor de samenhang tussen iemands beroepsprestige en werkomstandigheden en de samenhang tussen iemands uurinkomen en werkomstandigheden in Nederland in 1974, 1977 en 1985

model	deviantie				vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
	1974	1977a	1977b	1985		
1. W + P	465	304	456	243	36	51
2. W + P + U_{WP}	87	58	141	55	35	49
3. W + I	152	104	idem	163	9	17
4. W + I + U_{WI}	17	37	idem	23	8	16

W: werkomstandigheden; P: prestige; I: inkomen per gewerkt uur; U: uniforme associatie

Tabel 3.6 geeft resultaten van loglineaire modellen voor de consistentie tussen werkomstandigheden en beroepsprestige en voor de consistentie tussen werkomstandigheden en uurinkomen. De gehanteerde modellen zijn modellen voor uniforme associatie. Modellen voor uniforme associatie plus een diagonaalcontrast leverden geen significante diagonaalparameters op. Voor alle jaren zijn de parameters voor de samenhang tussen prestige en werkomstandigheden positief: 0.22 voor 1974, 0.18 voor 1977a, 0.16 voor 1977b, en 0.11 voor 1985. Voor alle jaren gaat een hoger prestige dus samen met gunstiger werkomstandigheden.

Daarnaast zijn voor alle jaren de parameters voor de samenhang tussen uurinkomen en werkomstandigheden negatief: -0.25 voor 1974, -0.17 voor 1977 en -0.31 voor 1985. In alle jaren gaan slechtere werkomstandigheden dus samen met een hoger uurinkomen. De laatste parameters zijn bij uitstek voorbeelden van een sterke inconsistentie: een lage score op één dimensie van stratificatie wordt gecompenseerd door een hoge score op een andere dimensie van stratificatie. In hoeverre deze compensatie door de betrokkenen als voldoende wordt ervaren is natuurlijk een tweede. Op die vraag wordt in dit rapport niet ingegaan. Objectief gesproken staat tegenover onaangenaam werk dan wel geen hoger prestige, maar wel een hoger inkomen.

4 Huwelijkspartners

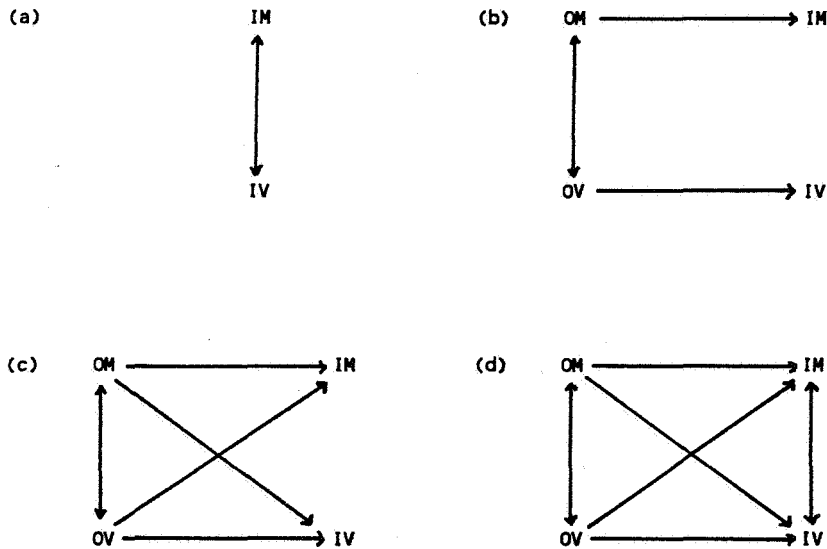
In dit hoofdstuk wordt de mogelijkheid in beschouwing genomen dat personen met een beroep niet altijd alleenstaanden zijn, maar soms een huwelijkspartner hebben die ook een beroep uitoefent. Aldus rijst de vraag in hoeverre het beroepsprestige van huwelijkspartners met elkaar samenhangt, en in hoeverre de mate van exogamie wat betreft beroepsprestige verschilt van de intra- en intergenerationele beroepsprestigemobiliteit die in hoofdstuk 2 van dit rapport zijn vastgesteld. De vraag over exogamie wordt in paragraaf 4.1 beantwoord met gegevens voor Nederland in 1986 uit het bestand OSA86.

Vragen over exogamie behoeven niet uitsluitend op beroepsprestige betrekking te hebben. Ze kunnen ook voor bijvoorbeeld onderwijs en inkomen worden gesteld. Het voordeel van vragen over onderwijssexogamie is dat minder echtparen buiten beschouwing worden gelaten: iedereen heeft onderwijs genoten, maar niet iedereen oefent een beroep uit. Paragraaf 4.2 beantwoordt aldus vragen over de onderwijssexogamie in Nederland in 1977 en 1985. De eerste tabel stamt uit het LSO77, de tweede uit de Arbeidskrachtentelling van het CBS uit 1985. Deze paragraaf bevat, als opstapje voor de latere paragrafen, ook een analyse van een tabel waarin het uurinkomen van echtgenoten in 1986 is gekruist tegen het uurinkomen van hun echtgenote, en een analyse van een overeenkomstige tabel voor 1980. Gezien de latere analyses hebben deze gegevens alleen betrekking op echtparen waarvan beide partners in 1986 en 1980 een beroep uitoefenden.

Het vertrekpunt van paragraaf 4.3 is dat er niets verbazingwekkends behoeft te zijn aan de in 4.1 gevonden samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners. In paragraaf 4.2 zal blijken dat het onderwijs van huwelijkspartners tot op zekere hoogte met elkaar samenhangt: ook wat onderwijs betreft geldt in bepaalde mate "soort zoekt soort". Verder is het algemeen bekend dat indien iemands onderwijs hoger is, diens beroepsprestige dat ook is. Dat geldt zowel voor mannen als voor vrouwen. Het licht voor de hand dat dit dan ook zal gelden voor echtgenoten en echtgenotes. Alleen op deze gronden al kan een samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners worden verwacht: die samenhang is niet meer dan een bijverschijnsel. De hamvraag is natuurlijk in hoeverre de feitelijke samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners groter is indien gecorrigeerd wordt voor de invloed van het onderwijsniveau van beide partners. Een overeenkomstig betoog kan worden opgezet voor het verband dat in paragraaf 4.2 tussen het uurinkomen van huwelijkspartners wordt gevonden.

In paragraaf 4.3 wordt de vraag beantwoord in hoeverre de samenhang tussen het uurinkomen van huwelijkspartners kan worden verklaard als een bijverschijnsel of bijproduct van de samenhang tussen het onderwijs en het uurinkomen, zowel van echtgenoten als van echtgenotes, en de samenhang tussen het onderwijs van huwelijkspartners. Tevens wordt nagegaan of de samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners op overeenkomstige manier als een bijverschijnsel kan worden beschouwd. Wanneer deze verklaring niet geheel opgaat, kan men nog kruiseffecten postuleren: iemands inkomen hangt niet alleen van iemands eigen onderwijs af, maar ook van dat van iemands partner. Dezelfde verklaringen worden vervolgens toegepast op het gevonden verband tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners. Ter verduidelijking zijn de achtereenvolgende verklaringen in Figuur 4.1 in schema gebracht.

Figuur 4.1 De samenhang tussen het uurinkomen van huwelijkspartners: (a) het oorspronkelijke verband, (b) het verband als volledig bijverschijnsel zonder kruiseffecten, (c) als volledig bijverschijnsel met kruiseffecten, (d) als onvolledig bijverschijnsel met kruiseffecten (IM = inkomen echtgenoot, IV = inkomen echtgenote, OM = onderwijs echtgenoot, OV = onderwijs echtgenote)



De achtergrond voor paragraaf 4.4 is dat het voor de hand ligt dat inkomensexogamie de inkomensongelijkheid vermindert. Inkomensmobiliteit zou dat ook kunnen doen. De inkomensexogamie is reeds in 4.2 vastgesteld. In paragraaf 4.4.1 wordt de vraag beantwoord hoe groot de inkomensmobiliteit voor echtparen tussen 1980 en 1986 is. In paragraaf 4.4.2 komt de vraag aan de orde of inkomensexogamie de inkomensverdeling meer gelijk maakt dan inkomensmobiliteit, en of dat de inkomensmobiliteit de inkomensongelijkheid sterker doet verminderen dan de inkomensexogamie dat doet.

De vraag uit de laatste paragraaf van dit hoofdstuk hoeveel de inkomensongelijkheid kleiner wordt door mobiliteit en exogamie betekent een terugkeer naar het vertrekpunt van dit rapport. Dit hield in dat de ongelijkheden die tussen de leden van een samenleving met betrekking tot het bezit van een of ander schaars goed bestaan, op zich reeds op een bepaalde gelaagdheid van die samenleving duiden, maar dat deze gelaagdheid des te sterker is wanneer er minder mobiliteit en exogamie in deze samenleving is, wanneer de lagen van een samenleving des te sterker van elkaar zijn afgesloten. Nadat de mobiliteit en de exogamie in een samenleving is vastgesteld, is het dus zaak de ongelijkheid te bepalen die niet op afzonderlijke individuen op één tijdstip betrekking heeft, maar op echtparen op twee tijdstippen.

4.1 Exogamie naar beroepsprestige vergeleken met intra- en intergenerationale beroepsprestigemobiliteit

In hoeverre bestaat er in Nederland in de jaren 80 een samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners? Deze vraag is op zich misschien niet zo interessant, maar het gaat er om het antwoord op deze vraag te vergelijken met het antwoord op de vraag naar intragenerationele beroepsprestigemobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1985, en met het antwoord op de vraag naar intergenerationale beroepsprestigemobiliteit in Nederland. De te analyseren gegevens zijn geput uit het bestand OSA86 en worden in Tabel 4.1 weergegeven.

Tabel 4.1 Beroepsprestige-exogamie in Nederland in 1986; absolute aantallen (hoogste beroepsprestige = 1, laagste beroepsprestige = 7)

echtgenote echtgenoot	1	2	3	4	5	6	7	%
1	6	6	21	3	5	6	1	48 13
2	5	7	17	10	5	11	1	56 15
3	3	3	41	10	4	17	2	80 22
4	0	2	4	2	0	5	1	14 4
5	2	3	20	5	12	14	11	67 18
6	1	3	24	13	12	27	13	93 25
7	0	1	2	2	0	4	0	9 3
	17	25	129	45	38	84	29	367
%	5	7	35	12	10	23	8	

Eerst een analyse van deze tabel ter beantwoording van vragen over de totale exogamie. Van de echtparen waarvan beide partners een beroep hebben, is 27 % endogaam. Van deze echtparen heeft de man in 44% van de gevallen een hoger beroepsprestige dan de vrouw, en in 30 % van de gevallen heeft de vrouw een hoger beroepsprestige dan de man. Dat het percentage vrouwen met een hoger beroepsprestige dan de echtgenoot lager is dan het percentage mannen met een hoger beroepsprestige dan de echtgenote is misschien niet zo verbazingwekkend wanneer de randverdelingen van Tabel 4.1 worden bestudeerd. Het percentage echtgenoten met het hoogste beroepsprestige (13) overtreft het percentage echtgenotes met het hoogste prestige (5); het percentage echtgenoten met het laagste beroepsprestige (3) is kleiner dan het percentage echtgenotes met het laagste beroepsprestige (8). Het is daarom zaak vragen over relatieve exogamie te stellen.

Tabel 4.2 geeft de resultaten van de toepassing van enkele loglineaire modellen op Tabel 4.1. Hetzelfde model dat bij intragenerationele beroepsprestigemobiliteit (paragraaf 2.4) en intergenerationale beroepsprestigemobiliteit redelijk paste (paragraaf 2.9), voldoet ook hier.

Tabel 4.2 Loglineaire modellen voor een tabel voor beroepsprestige-exogamie in Nederland in 1986

model	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. PM + PV	76	36	51
2. PM + PV + D	58	35	49
3. PM + PV + D + EN	55	34	48
4. PM + PV + D + EN + TN	45	33	47
5. PM + PV + D + EN + TN + DN	39	32	46

PM: beroepsprestige echtgenoot; PV: prestige echtgenote; D: hoofddiagonaal; EN: eerste nevendiaagonaal; TN: tweede nevendiaagonaal; DN: derde nevendiaagonaal

Volgens de parameters van model 5 van Tabel 4.2 blijkt dat de exogamie naar beroepsprestige afneemt naarmate prestigeverschillen groter zijn. De parameter voor de hoofddiagonaal is 1.2, voor de eerste nevendiaagonaal 0.8, voor de tweede 0.9 - wat niet geheel met de verwachting strookt -, en voor de derde nevendiaagonaal 0.6.

Tabel 4.3 loglineaire modellen voor tabellen voor intragenerationele beroepsprestigemobiliteit, intergenerationele beroepsprestigemobiliteit en exogamie naar beroepsprestige voor Nederland in de jaren 80

	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. R + K + T	8733	132	159
2. R + K + T + D	2580	131	158
3. R + K + T * D	503	129	156
4. R + K + T * D + EN	449	128	154
5. R + K + T * (D + EN)	441	126	152
6. R + K + T * (D + EN) + TN	420	125	151
7. R + K + T * (D + EN + TN)	416	123	149
8. R + K + T * (D + EN + TN) + DN	401	122	148
9. R + K + T * (D + EN + TN + DN)	386	120	146

R: rij (prestige op eerste tijdstip, echtgenoot); K: kolom (prestige op tweede tijdstip, echtgenote); D: hoofddiagonaal; EN: eerste nevendiaagonaal; TN: tweede nevendiaagonaal; DN: derde nevendiaagonaal

Interessant is nu de vergelijking van de parameters van model 5 voor de drie tabellen voor intragenerationele beroepsprestigemobiliteit, intergenerationele beroepsprestigemobiliteit en beroepsprestige-exogamie. Hiertoe is een loglineaire analyse van de desbetreffende 7*7*3 tabel uitgevoerd. De devianties, vrijheidsgraden en kritische waarden staan in Tabel 4.3, de parameters van het best passende model 9 uit Tabel 4.3 staan in Tabel 4.4. Dit model is overeenkomstig aan model 9 in Tabel 2.17. Gezien de geringe verschillen in devianties tussen de modellen 3 en 4 en tussen de modellen 5 en 6, verdienen de verschillen tussen de parameters voor de eerste en tweede nevendiaagonaal geen bijzondere aandacht.

Tabel 4.4 Parameters van het loglineaire model 9 van Tabel 4.3 voor tabellen voor intragenerationele beroepsprestigemobiliteit, intergenerationele beroepsprestigemobiliteit en beroepsprestige-exogamie

effect	intragenerationele mobiliteit	intergenerationele mobiliteit	exogamie
D	5.0	0.8	1.3
ND1	1.4	0.6	0.8
ND2	0.9	0.3	0.9
ND3	1.0	0.1	0.7

D: hoofddiagonaalcellen; ND1: eerste nevendiaagonaal; ND2: tweede nevendiaagonaal; ND3: derde nevendiaagonaal

Volgens Tabel 4.4 is de stabiliteit bij exogamie geringer dan bij intragenerationele mobiliteit en groter dan bij intergenerationele mobiliteit. De parameter voor de dichtheid op de hoofddiagonaal van de trouwtabel neemt immers een middenpositie in. De hoofddiagonaalparameter voor de trouwtabel verschilt statistisch significant van die voor de intragenerationele mobiliteitstabel.

Hoewel de parameters voor de eerste en tweede nevendiaagonaal elkaar niet veel ontlopen, zijn de verschillen toch min of meer als voorspeld op grond van de hypothese dat van de drie beschouwde tabellen de tabel voor intergenerationele mobiliteit het meest open is, en die voor intragenerationele het minst. In twee van de drie gevallen blijken namelijk de parameters voor de nevendiaagonalen van de trouwtabel een tussenwaarde hebben.

Het bovenstaande in relatie met de conclusie van paragraaf 2.9 leidt tot het afsluitende oordeel dat de arbeidsmarkt tot de geringste openheid leidt, de huwelijksmarkt tot beduidend meer openheid, en het onderwijsstelsel tot nog iets meer openheid.

4.2 Onderwijs- en inkomensexogamie

Wanneer een tabel voor exogamie naar beroepsprestige wordt gemaakt, blijven de echtparen buiten beschouwing waarvan tenminste één partner op dat tijdstip geen beroep uitoefent. Daarom wordt, om iets meer over exogamie te zeggen, ook wel onderwijsexogamie bestudeerd. Ook met het oog op de volgende paragraaf is het van belang de samenhang tussen het onderwijs van huwelijkspartners in Nederland in de loop der tijd te bezien. Daarom nu eerst iets over onderwijsexogamie.

Sixma & Ultee (1983a) hebben een loglineaire analyse gepresenteerd van drie tabellen waarin het onderwijs van huwelijkspartners tegen elkaar is gekruist: een tabel uit de proefvolkstelling van 1959, een 1 op 10 steekproef uit de volkstelling van 1971, en een tabel uit het Leefsituatiesurvey 1977 van het Centraal Bureau voor de Statistiek (het bestand dat ook in paragraaf 4.1 is gebruikt). De tabel voor 1977 (en de hieronder te presenteren tabel voor 1985) had ook betrekking op ongehuwd samenwonenden.

Uit de analyse van deze drie tabellen voor onderwijsexogamie bleek dat het percentage endogame huwelijken in de loop van de tijd is afgenomen. Ook in de loglineaire analyse werd een trend naar meer exogamie gevonden. De frekwenties in een 4*4 tabel voor onderwijs-exogamie kon in de aangehaalde studie van Sixma & Ultee goed via één enkele stap-parameter worden beschreven. De desbetreffende stap-parameter heeft een waarde van 0.34 in 1959 en van 0.43 in 1971, wat er op duidt dat de exogamie is toegenomen. Voor 1977 vonden Sixma & Ultee ook een parameter van 0.43. Voor een uitgebreid verslag van de resultaten van de toegepaste loglineaire modellen, zie men de desbetreffende studie.

Tabel 4.5 is ontleend aan de Arbeidskrachtentelling 1985 en geeft voor dat jaar het verband tussen het onderwijs van huwelijkspartners (vgl. Ultee, Dessens & Jansen 1988). Ter vergelijking is de tabel voor 1977 weergegeven. Terwijl het percentage endogame huwelijken in 1959 67 was, in 1971 56, en in 1977 51, is het in 1985 42. Het percentage huwelijken waarvan de echtgenote meer onderwijs heeft dan de echtgenoot was 5 in 1959, 10 in 1971, 14 in 1977 en 17 in 1985. Het desbetreffende loglineaire model van de tabel voor 1985 heeft een stap-parameter van 0.53, wat op een weer grotere openheid dan in 1977 en 1971 duidt. Het verschil tussen de stap-parameter voor 1977 en 1985 kan als significant worden beschouwd. Het moge duidelijk zijn dat deze bevindingen met zich mee brengen dat, bij een gelijkblijvend verband tussen onderwijs en beroepsprestige, de beroepsprestigemobiliteit in Nederland in de loop der tijd toeneemt.

exogamie

Tabel 4.5 Het verband tussen het onderwijs van
 huwelijkspartners in Nederland in (a) 1977
 (N = 2923) en (b) 1985 (N = 67326)

(a) 1977

	man	I	II	III	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

(b) 1985

	man	I	II	III	IV	
vrouw						
I		9.0	7.1	6.7	.9	23.7
II		5.8	12.2	15.4	3.6	37.0
III		1.9	5.7	14.8	7.1	25.9
IV		.1	.7	2.8	6.2	9.8
		16.8	25.7	39.7	17.8	100.0

I: alleen lager onderwijs; II: MAVO, LTS e.d.;
 III: VMBO e.d.; IV: HTS, Universiteit e.d.

Na dit bevestigend antwoord op de vraag of de laatste jaren in Nederland de onderwijsexogamie is toegenomen, volgt nu een antwoord op de vraag hoe sterk de inkomens van huwelijkspartners die beide betaald werk verrichtten met elkaar samenhangen en of daarin de afgelopen jaren verandering is opgetreden. Eerst een analyse voor hun maandinkomens. De gegevens hebben betrekking op 1980 en op 1986. Ze staan in Tabel 4.6. In beide gevallen zijn de inkomens ingedeeld in groepen met elk een omvang van 20 %, ook wel quintielen genaamd. Omdat inkomens in ronde bedragen opgegeven plegen te worden, lukte het niet altijd groepen te maken die precies 20 % van de echtparen omvatten. De gegevens stammen uit het bestand OSA86 en hebben betrekking op paren waarvan beide echtelieden zowel in 1980 als in 1986 een baan hadden.

Het verslag van de loglineaire analyse van beide tabellen kan heel kort zijn: wanneer het model van statistische onafhankelijkheid bij gegeven randverdelingen wordt toegepast, blijkt dit model goed bij de gegevens te passen. Dit geldt zowel voor 1980 als voor 1986. De deviantie van dit model voor de 5*5*2 tabel is 38 bij 52 vrijheidsgraden. Wat het maandinkomen van werkende echtparen betreft, blijkt de Nederlandse samenleving in de jaren 80 volmaakt open te zijn.

Tabel 4.6 Inkomensexogamie in Nederland in (a) 1980 en (b) 1986; alleen paren waarin beide echtgenoten betaald werk verrichten; maandinkomens (1 = laagste quintiel, 5 = hoogste quintiel)

(a) 1980

echtgenote echtgenoot	1	2	3	4	5	%
1	19	16	13	18	12	78 21
2	13	17	19	15	14	78 21
3	18	10	11	18	17	74 20
4	12	14	16	12	18	72 19
5	16	15	15	10	16	72 19
	78	72	74	73	77	374
%	21	19	20	20	20	

(b) 1986

echtgenote echtgenoot	1	2	3	4	5	%
1	8	13	20	18	10	69 18
2	17	18	9	22	12	78 21
3	18	11	15	13	16	73 20
4	16	15	15	14	18	78 21
5	15	19	15	7	10	76 20
	74	76	74	74	76	374
%	20	20	20	20	20	

Als het maandinkomen van werkende huwelijkspartners niet met elkaar samenhangt, doet hun uurinkomen het dan wel? Om deze vraag te beantwoorden is Tabel 4.7 vervaardigd.

Zo op het eerste gezicht is al te zien dat deze tabellen wel een samenhang tussen het inkomen van huwelijkspartners te zien geven. Er blijkt geen verschil tussen de tabellen, hetgeen betekent dat de samenhang in de loop van de tijd niet is veranderd. Het model voor statistische onafhankelijkheid bij gegeven randverdelingen voor beide tabellen tegelijk heeft bij 41 vrijheidsgraden een deviantie van 135. Een model voor op beide tijdstippen gelijke uniforme associatie heeft bij 40 vrijheidsgraden een deviantie van 51 (kritische waarde: 55). De parameter

voor uniforme associatie voor dit model is 0.16. Omdat een vergelijkingsmaatstaf ontbreekt kan deze parameter niet als hoog of als laag in een bepaalde strikte zin worden beoordeeld. Erg sterk lijkt de samenhang echter niet. De hoekcellen links boven en rechts onder in de tabellen lijken bepaald dicht gevuld.

Tabel 4.7 Inkomensexogamie in Nederland in (a) 1980 en (b) 1986; alleen paren waarin beide echtgenoten betaald werk verrichten; uurinkomens (1 = laagste quintiel, 5 = hoogste quintiel)

(a) 1980

echtgenote echtgenoot	1	2	3	4	5	%
1	26	13	11	10	5	65 19
2	12	11	24	16	7	70 20
3	13	18	13	22	9	75 22
4	6	10	11	18	19	64 19
5	10	13	9	12	27	71 20
	67	65	68	78	67	345*
%	20	19	20	22	19	

* 29 ontbrekende waarnemingen wegens onbekend aantal uren werk

(b) 1986

echtgenote echtgenoot	1	2	3	4	5	%
1	17	24	12	14	4	71 19
2	15	23	22	6	12	78 21
3	19	8	16	15	18	76 20
4	9	14	18	14	17	72 19
5	9	9	10	22	25	75 20
	69	78	78	71	76	372
%	19	21	21	19	20	

* 2 ontbrekende waarnemingen wegens onbekend aantal uren werk

4.3 Lijkt het beroepsprestige en inkomen van partners meer op elkaar dan hun onderwijs?

De bevindingen van de twee voorafgaande paragrafen was dat er dan wel geen samenhang bestaat tussen het totale individuele inkomen van huwelijkspartners, maar dat er wel een duidelijk positief verband bestaat tussen hun beroepsprestige en tussen hun uurinkomen. Hoe kunnen deze samenhangen worden verklaard?

In eerste instantie behoeven de gevonden samenhangen niet verbazingwekkend te zijn. Het is immers algemeen bekend dat iemands beroepsprestige en iemands uurinkomen afhangt van iemands onderwijs, terwijl ook al geruime tijd bekend is dat het onderwijsniveau van partners positief samenhangt. Als deze zaken ook zo zijn voor het bestand OSA86, dan is de gebleken samenhang tussen het beroepsprestige van partners en tussen hun uurinkomen niet meer dan een bijproduct (Ultee, Dessens & Jansen 1988) van de individuele verbanden tussen onderwijs en beroepsprestige (uurinkomen) en de samenhang tussen het onderwijs van partners. In hoeverre gaat deze verklaring op? Als het verband tussen het beroepsprestige (uurinkomen) van partners niet geheel op deze manier kan worden verklaard, kan het dan wel door het uurinkomen van mannen niet alleen van hun eigen onderwijs te laten afhangen, maar ook van dat van hun echtgenote, en door het uurinkomen van vrouwen te laten afhangen van zowel het eigen onderwijs als dat van hun echtgenoot? Als de bijverschijnselverklaring niet opgaat, lijkt het beroepsprestige (het uurinkomen) van partners meer op elkaar lijken dan op grond van hun onderwijs kan worden verwacht.

De hypothesen waarmee effecten van iemands onderwijs op het beroepsprestige (en uurinkomen) van de partner worden voorspeld, zijn als volgt. Algemeen wordt erkend dat onderwijs staat voor beroepsvaardigheden, en dat iemand met meer beroepsvaardigheden een beroep met een hoger prestige en inkomen zal weten te bemachtigen. Onderwijs is echter niet alleen een hulpbron waarmee de eigen positie kan worden verbeterd. Personen die nauwe omgang met een persoon met bepaalde beroepsvaardigheden hebben, kunnen in hun beroep ook van die vaardigheden profiteren (kennis wordt niet alleen op school overgedragen). Daarnaast staat onderwijs niet alleen voor beroepsvaardigheden, maar ook voor andere vaardigheden, hulpbronnen die ook voor de partner van een persoon nut kunnen hebben. Ze variëren van het schrijven van een goede sollicitatiebrief tot het bepleiten van een hoger inkomen. Ofwel: onderwijs omvat niet alleen beroepskennis ter verbetering van de eigen positie, maar omvat meer hulpbronnen, waarvan ook anderen gebruik kunnen maken. Algemene gedachten over sociale hulpbronnen zijn naar voren gebracht door Bourdieu (1989). Een uitwerking van dergelijke gedachten in termen van vragen over het gebeuren op de arbeidsmarkt is te vinden bij Granovetter (1974), en een toetsing van hypothesen over sociale hulpbronnen en bereikt beroepsprestige op gegevens voor Nederland in de jaren 80 is te vinden bij Flap & De Graaf (1985). Ultee, Dessens & Jansen (1988) vonden dat dubbele werkloosheid binnen echtparen in drie westerse industrielanden (Canada, Nederland en de Verenigde Staten) slechts gedeeltelijk kan worden verklaard uit het individuele verband tussen onderwijs en werkloosheid en de samenhang tussen het onderwijs van huwelijkspartners.

4.3.1 Het verband tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners verklaard

Eerst de resultaten voor beroepsprestige. In de te presenteren analyse is uitgegaan van 557 echtparen voor 1980, 459 voor 1985, en 374 echtparen voor 1986. Van deze echtparen hebben alle twee de partners op het desbetreffende tijdstip een beroep en een daarmee verbonden inkomen. Personen die op dat tijdstip geen beroep hadden blijven dus buiten beschouwing. Ook personen zonder beroep maar met een inkomen (bijvoorbeeld een uitkering) vallen buiten de analyse.

Om te beginnen de analyse voor 1980. Voor de mannen van deze echtparen is de regressie van beroepsprestige op hun onderwijs én dat van hun echtgenote bepaald. Beroepsprestige is gemeten volgens de oorspronkelijke (niet gecategoriseerde) U&S-schaal. Onderwijs is in vijf categorieën gemeten precies zoals in paragraaf 3.1: alleen lager onderwijs, lager beroeps-onderwijs, middelbaar onderwijs, hoger beroepsonderwijs, wetenschappelijk onderwijs. Het onverklaard gebleven deel van het uurinkomen van mannen (residu) werd als nieuwe variabele "opzij gezet". Vervolgens werd voor de vrouwen van deze paren de regressie van beroepsprestige op hun onderwijs en dat van hun echtgenoot uitgerekend. Ook hier werd een residu berekend. Vervolgens werd de samenhang tussen beide residuen berekend. De resultaten staan in Figuur 4.2.a. Precies dezelfde analyse is vervolgens uitgevoerd op de gegevens die op 1985 betrekking hebben (Figuur 4.2.b). Daarna is de analyse nog een keer uitgevoerd op de gegevens voor 1986. De resultaten hiervan staan in Figuur 4.2.c.

De figuren bevatten niet alleen ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (coëfficiënten die aangeven hoeveel punten beroepsprestige of guldens uurinkomen één niveau onderwijs extra oplevert), maar ook gestandaardiseerde (coëfficiënten die berekend zijn over onderwijs, uurinkomen en beroepsprestige, uitgedrukt in standardscores). Wanneer overeenkomstige pijlen in verschillende modellen met elkaar worden vergeleken, moeten ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten worden gebruikt. Wanneer in één figuur pijlen worden vergeleken die niet bij precies dezelfde variabele uitkomen, moeten ook ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten worden vergeleken. Wanneer ze bij dezelfde variabele uitkomen, dan kunnen gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten worden benut.

De figuren geven niet alleen een antwoord op de gestelde vraag over de samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners als bijproduct van andere verbanden, maar ook op andere vragen. Alvorens het antwoord op de hoofdvraag van deze paragraaf wordt gegeven, een antwoord op deze andere vragen. Het verschaft de achtergrond ter beoordeling van het belang van het antwoord op de hoofdvraag.

Eerst de bijkomende vraag van wiens onderwijs iemands beroepsprestige afhangt. De resultaten maken duidelijk dat iemands beroepsprestige niet alleen afhangt van het eigen onderwijs, maar ook van het onderwijs van diens partner. Dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen en zowel voor 1980 als voor 1985, als voor 1986. Alleen de coëfficiënt voor het effect van opleiding van de echtgenoot op het beroepsprestige van zijn vrouw is in 1986 aan de lage kant (net niet twee keer de standaardfout). Er bestaan dus "kruiseffecten".

De tweede bijkomende vraag betreft de grootte van deze effecten. De bevinding is dat het effect van het eigen onderwijs op het eigen beroepsprestige voor vrouwen vrijwel gelijk is aan het overeenkomstige effect voor mannen. Het grootste verschil is voor 1985: een ongestandaardiseerd effect van 6.5 voor mannen en van 5.6 voor vrouwen (Figuur 4.2.b). Over het geheel genomen lijkt de arbeidsmarkt wat beroepsprestige betreft vrouwen niet anders dan mannen te behandelen.

Een derde vraag gaat over de verhouding tussen het effect van het eigen onderwijs en het effect van het onderwijs van de partner op het eigen beroepsprestige. De resultaten wijzen uit dat het effect van het eigen onderwijs altijd groter is dan het effect van het onderwijs van de partner. Dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen, zowel voor 1980 als voor 1985 en 1986. Zo is in figuur 4.2.a de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënt van 0.41 groter dan die van 0.16 (beroepsprestige van vrouwen), en die van 0.45 groter dan die van 0.11 (beroepsprestige van mannen).

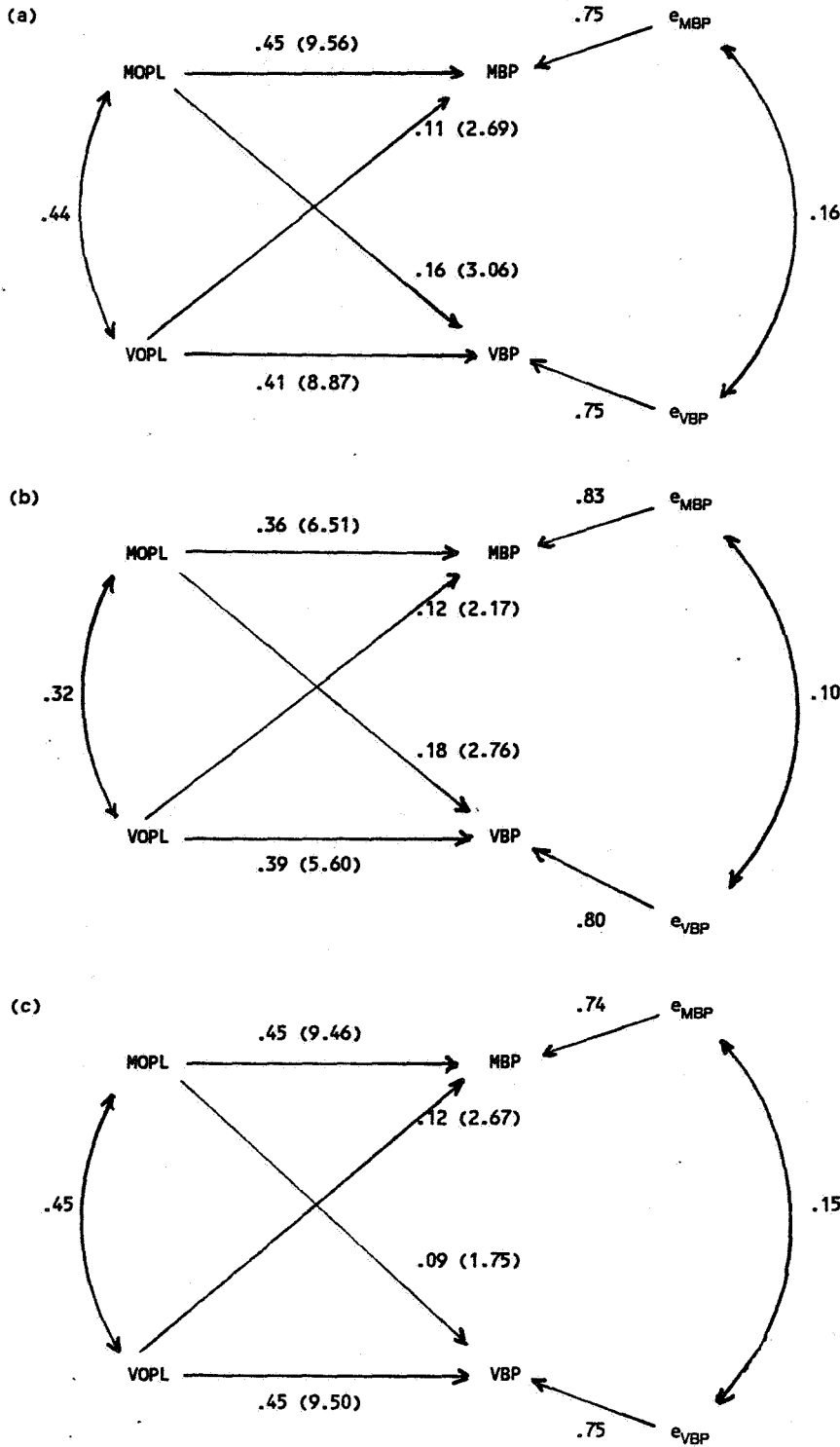
Ten vierde blijkt dat in twee van de drie gevallen (figuur 4.2.a en 4.2.b) het effect van de opleiding van de echtgenoot op het beroepsprestige van de echtgenote groter is dan het effect van de opleiding van de echtgenote op het beroepsprestige van de echtgenoot. In het derde geval (Figuur 4.2.c voor 1986) ontlopen de coëfficiënten elkaar niet veel. Voor 1980 is de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt van 3.1 voor het onderwijs van de echtgenoot op het beroepsprestige van de echtgenote groter dan de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt van 2.7 voor het onderwijs van de echtgenote op het beroepsprestige van de echtgenoot, voor 1985 zijn deze effecten 2.8 respectievelijk 2.2, voor 1986 1.8 respectievelijk 2.7.

Er wordt wel gezegd dat wanneer vrouwen buitenshuis werken, ze minder afhankelijk van hun echtgenoot raken. Hier blijkt dat zelfs bij het verwerven van beroepsprestige vrouwen afhankelijk van hun mannen zijn. Met enige voorzichtigheid kunnen gevolgtrekkingen worden gemaakt over veranderingen in de tijd. Het effect van het onderwijs van de man op het beroepsprestige van de vrouw lijkt te zijn afgenomen: van 3.1, via 2.7 naar 1.8. Het effect van het onderwijs van de vrouw op het beroepsprestige van de man lijkt niet te zijn veranderd in de tijd: van 2.7, via 2.2, naar 2.7.

Men kan zich natuurlijk afvragen hoe het komt dat het onderwijs van iemands partner van invloed is op iemands eigen beroepsprestige. In advertenties in kranten worden immers wel eisen aan het diploma van de sollicitant gesteld, maar niet aan dat van iemands partner. Deze vraag wordt nog dringender wanneer het vijfde resultaat van regressie-analyses in beschouwing wordt genomen: het antwoord op de hoofdvraag van deze paragraaf, in hoeverre het verband tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners een bijproduct van andere verbanden is?

Welnu, in alle drie de jaren blijft er een aanzienlijk verband tussen het beroepsprestige van partners bestaan nadat het effect van het eigen onderwijs en dat van de partner uit het beroepsprestige is verwijderd. Terwijl in 1980 de oorspronkelijke correlatie tussen het beroepsprestige van beide partners 0.32 was, is die tussen de residuen van beroepsprestige nog 0.16. De overeenkomstige correlaties voor 1985 zijn 0.24 en 0.10, en voor 1986 0.30 en 0.15. De bijproductverklaring gaat, in ieder geval wat betreft beroepsprestige, niet geheel op. De helft of iets minder van het oorspronkelijke verband blijft bestaan.

Figuur 4.2 Het verband tussen het beroepsprestige van echtgenoot en echtgenote verklaard uit de verbanden tussen opleiding en beroepsprestige en het verband tussen de opleiding van huwelijkspartners; gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, tussen haakjes de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten; (a) voor Nederland in 1980, (b) voor Nederland in 1985, (c) voor Nederland in 1986



MBP: beroepsprestige echtgenoot; VBP: beroepsprestige echtgenote; MOPL: opleiding echtgenoot; VOPL: opleiding echtgenote; e: residu

4.3.2 Het verband tussen het uurinkomen van huwelijkspartners verklaard

Dan nu de resultaten voor uurinkomen. Ze zijn op overeenkomstige wijze als die voor beroepsprestige verkregen. In Figuren 4.3.a, 4.3.b en 4.3.c zijn ze weergegeven.

Ten eerste blijkt weer de noodzaak om het onderwijs van de partner in de regressievergelijkingen op te nemen. Er zijn dit maal twee uitzonderingen: voor 1980 wordt geen significant effect van het onderwijs van de echtgenote op het uurinkomen van de echtgenoot gevonden, en voor 1986 geen significant effect van het onderwijs van de echtgenoot op het uurinkomen van de echtgenote. Ook voor de verklaring van uurinkomen, is het noodzakelijk kruiseffecten te postuleren.

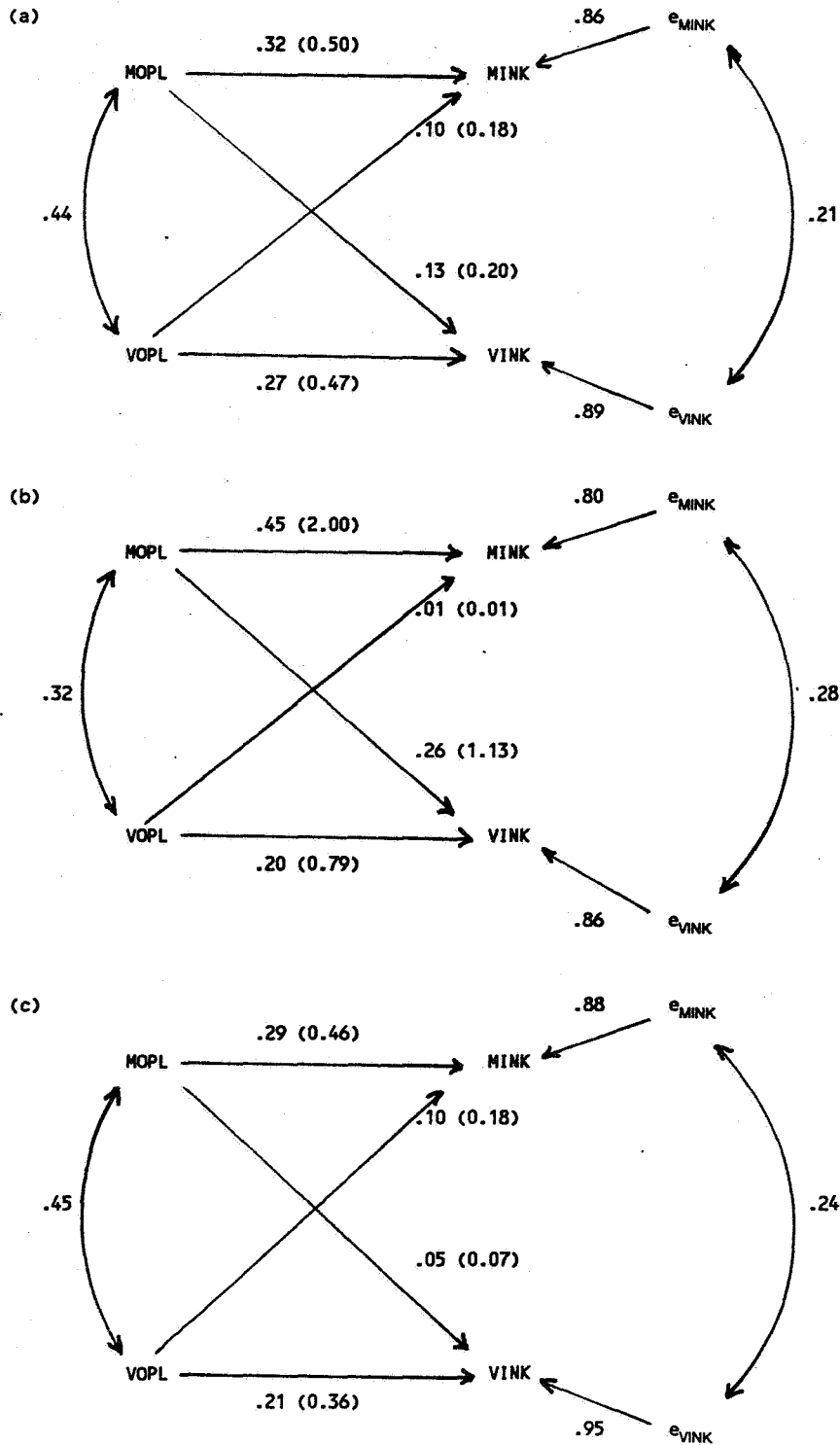
Het tweede resultaat is dat in alle drie de jaren voor vrouwen het effect van het eigen onderwijs op het eigen uurinkomen kleiner is dan voor mannen. De ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt van 0.50 voor mannen in 1980 is groter dan die van 0.47 voor vrouwen in dat jaar. Voor 1985 zijn deze coëfficiënten 2.0 en 1.0, voor 1986 0.5 en 0.4. Hier maakt de arbeidsmarkt dus wel onderscheid tussen mannen en vrouwen. Een verklaring vanuit de geringere werkervaring van vrouwen ligt voor de hand. De vraag is dan echter wel waarom die geringere werkervaring dan niet tot een kleiner effect op beroepsprestige leidt.

Ten derde blijkt dat in 1985 het uurinkomen van vrouwen meer van het onderwijs van hun echtgenoot afhangt dan van hun eigen onderwijs (de gestandaardiseerde regressiecoëfficiënt 0.26 versus de gestandaardiseerde 0.20). In de twee andere jaren is het eigen onderwijs van vrouwen wel sterker bepalend. In hoeverre het hier om een toevalstreffer gaat of om een substantieel resultaat, valt niet te zeggen dan na herhaling van de analyse op een nieuw bestand.

Ten vierde kan men niet volhouden dat in alle drie de jaren het effect van de opleiding van de echtgenoot op het uurinkomen van de echtgenote groter is dan dat van de opleiding van de echtgenote op het uurinkomen van de echtgenoot. In 1980 ontlopen deze effecten elkaar niet veel: de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënt 0.18 is te vergelijken met de ongestandaardiseerde 0.20. Voor 1986 is het effect van de opleiding van vrouw op het uurinkomen van de man groter dan het effect van de opleiding van de echtgenoot op het uurinkomen van de echtgenote: 0.18 versus 0.07. Het effect van de opleiding van de echtgenoot op het uurinkomen van de echtgenote is in 1985 onwaarschijnlijk groot.

Als laatste en belangrijkste resultaat geldt dat in alle jaren er na inbreng van het eigen onderwijs en dat van de partner een samenhang tussen het uurinkomen van de partners blijft bestaan. Terwijl de oorspronkelijke correlatie in 1980 0.40 was, is die tussen de residuen in 1980 0.21. In 1985 zijn deze coëfficiënten respectievelijk 0.38 en 0.28, en in 1986 0.14 (!) en 0.24. De oorspronkelijke verbanden worden nog niet gehalveerd. De samenhang tussen het uurinkomen van (huwelijks)partners is geen volledig bijproduct van de samenhang tussen hun onderwijs en van het bekende verband tussen het eigen onderwijs en het eigen inkomen. Het is ook niet volledig een bijverschijnsel als met de invloed van het onderwijs van de partner op het eigen uurinkomen rekening wordt gehouden.

Figuur 4.3 Het verband tussen het uurinkomen van echtgenoot en echtgenote verklaard uit de verbanden tussen opleiding en uurinkomen en het verband tussen de opleiding van huwelijkspartners; gestandaardiseerde regressiecoëfficiënten, tussen haakjes de ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten; (a) voor Nederland in 1980, (b) voor Nederland in 1985, (c) voor Nederland in 1986



MINK: uurinkomen echtgenoot; VINK: uurinkomen echtgenote; MOPL: opleiding echtgenoot; VOPL: opleiding echtgenote; e: residu

Nu een vergelijking van de bevindingen met betrekking tot beroepsprestige met die van uurinkomen. Over het algemeen zijn de resultaten die op beroepsprestige betrekking hebben voor vrouwen gunstiger dan de resultaten voor uurinkomen. Als het om immateriële beloningen gaat, lopen vrouwen niet zo veel op mannen achter. Wel blijven zij achter als het om de materiële dimensie van stratificatie gaat.

Wanneer de belangrijkste conclusie wat betreft beroepsprestige wordt vergeleken met die over uurinkomen, blijkt dat wat betreft inkomen de bijproductverklaring het in alle drie de jaren slechter doet dan de bijproductverklaring wat betreft beroepsprestige, ook als kruiseffecten in de bijproductverklaring worden opgenomen. Het beroepsprestige van partners lijkt meer op elkaar dan op grond van hun onderwijs kan worden verwacht, en het uurinkomen van partners nog meer. Hier is bij de materiële dimensie de stratificatie groter dan bij de immateriële.

Zowel de hierboven gegeven verklaring van het verband tussen het uurinkomen van huwelijkspartners als die van de samenhang tussen hun beroepsprestige maken duidelijk dat onderwijs voor meer staat dan zuiver persoonlijke beroepsbekwaamheden. De gevonden "kruiseffecten", het effect van iemands onderwijs voor het uurinkomen en het beroepsprestige van iemands partner, waren voorspeld met de hypothese dat onderwijs ook op andere hulpbronnen van een persoon betrekking heeft, en dat andere personen in de nabije omgeving van deze persoon van die hulpbronnen gebruik konden maken. Deze andere hulpbronnen behoeven ook niet altijd met onderwijs te zijn verbonden. Zelfs nadat het bestaan van kruiseffecten werd verondersteld, was de verklaring van de overeenkomst tussen het uurinkomen en het beroepsprestige van huwelijkspartners nog niet volledig.

4.4. Inkomensexogamie, -mobiliteit en -ongelijkheid

G. Duncan publiceerde in 1984 een tabel waarin voor huishoudens hun inkomen in 1971 was afgezet tegen hun inkomen in 1978. De tabel was ontleend aan de **Panel Study of Income Dynamics** die het Survey Research Center van de Universiteit van Michigan onder 5000 huishoudens in de Verenigde Staten verricht. De inkomens werden in deze tabel niet in dollars ugedrukt maar in quintielen: men kon dus nagaan of een huishouden dat in 1971 tot de rijkste 20 % van de Amerikaanse huishoudens behoorde dat in 1978 nog deed. Dat ging voor iets minder dan de helft van de gevallen op. Iets meer dan de helft van de huishoudens die in 1971 tot de armste 20 % huishoudens behoorde, viel in 1978 nog in die categorie (Duncan 1984: 13). Deze tabel voor mobiliteit van huishoudinkomens gaf, zo werden de resultaten algemeen opgevat, bijzonder veel mobiliteit te zien. Hoewel Duncan dit niet met zo veel worden zei, wordt met het maken van quintielen de mobiliteit gecorrigeerd voor mobiliteit als gevolg van veranderende inkomensverdelingen en als gevolg van verschillen in omvang van categorieën. Rijen en kolumnen tellen telkens tot 20 % op.

De tabel van Duncan was één van de eerste en tot nu toe één van de weinige die op inkomensmobiliteit betrekking hadden. Voor Nederland zijn er twee verschenen, één tabel waarin het inkomen van personen (niet van huishoudens) in 1977 was afgezet tegen dat in 1979, en één waarin het inkomen van een persoon in 1979 was gekruist tegen dat in 1981 (Van de Stadt, Ten Cate, Hundepool & Keller 1986). De personen waren in de Nederlandse tabellen in 25%-groepen opgedeeld. Net als de tabel van Duncan voor de Verenigde Staten, werden deze Nederlandse tabellen gepresenteerd zonder ze diepgaand te analyseren. Om moeilijkheden met nulinkomens en negatieve inkomens te vermijden, werden uit de Nederlandse tabellen personen met een inkomen onder een bepaalde grens niet in deze tabellen opgenomen. Omdat deze personen wel meetelden bij de vaststelling van klassengrenzen komen de randtotalen van de tabellen echter niet altijd op 25 % uit. Daardoor zijn de tabellen minder bruikbaar voor een heranalyse met behulp van loglineaire modellen.

In deze paragraaf van dit rapport wordt geprobeerd voor Nederland één der vragen te beantwoorden die Duncan tot diens tabel bracht: het kan zijn dat er veel inkomensongelijkheid tussen personen op één tijdstip is, maar hoe groot zijn de veranderingen in de inkomens van mensen tijdens hun leven (wat de inkomensongelijkheid over een langere periode toch doet verminderen)? Het materiaal waarmee deze vraag voor Nederland wordt beantwoord, blijft in twee opzichten achter op dat van Duncan. Ten eerste is het aantal huishoudens kleiner waarover op grond van het bestand OSA86 een min of meer overeenkomstige tabel kan worden berekend. Ten tweede zijn de inkomensgegevens voor 1980, het eerste tijdstip waarop de tabel betrekking heeft, niet door ondervraging op dat tijdstip verkregen, maar door een vraag waarbij een beroep wordt gedaan op het geheugen van de ondervraagden. De gegevens voor 1986, het tweede tijdstip waarop de inkomensmobiliteitstabel voor Nederland betrekking heeft, zijn wel verkregen door mensen over hun huidige inkomen te ondervragen.

Behalve een antwoord op deze vraag, geeft deze paragraaf een antwoord op een met die vraag samenhangende vraag. Duncan gaf, merkwaardig genoeg, na de presentatie van tabellen voor inkomensmobiliteit, uiteindelijk niet aan wat nu precies de gevolgen van deze inkomensmobiliteit zijn voor de inkomensongelijkheid in een land. Het is gebruikelijk de inkomensongelijkheid in één jaar met een Gini-coëfficiënt te karakteriseren. Hoe groot is de Gini-coëfficiënt voor de verdeling die ontstaat als men voor iedere persoon het inkomen op het eerste tijdstip optelt bij het inkomen op het laatste tijdstip? Als er inkomensmobiliteit is, zal ze natuurlijk kleiner zijn. Maar hoeveel kleiner?

Deze paragraaf begint met een onderdeel waarin antwoord wordt gegeven op de vraag hoeveel mobiliteit er in Nederland voor echtparen is. Een volgend onderdeel bevat het antwoord op de vraag hoeveel de inkomensongelijkheid verandert als met die mobiliteit rekening wordt gehouden. In dit onderdeel wordt ook een antwoord gegeven op de vraag welke de gevolgen van exogamie voor de inkomensongelijkheid zijn. Iemand met een hoog (laag) inkomen heeft immers niet altijd een partner met ook een hoog (laag) inkomen te hebben. Dit leidt tot een antwoord op de vraag of de inkomensmobiliteit de inkomensongelijkheid meer of minder doet verminderen dan de inkomensexogamie. De analyses blijven in deze paragrafen beperkt tot echtparen waarvan beide partners zowel in 1980 als in 1986 een betaalde baan hebben. Vragen van het soort welke gevolgen de trend naar steeds meer gehuwde werkende vrouwen voor de ongelijkheid op het niveau van huishoudinkomens heeft, komen dus niet aan de orde.

4.4.1. Inkomensmobiliteit van echtparen

Een scepticus kan volhouden dat het helemaal niet zo verbazingwekkend is dat de tabel van Duncan zo veel mobiliteit te zien gaf. Wanneer de statistische bureaus van nationale overheden gegevens over de inkomensongelijkheid in een land in een bepaald jaar laten verschijnen, dan worden de gegevens voor alleenstaanden wel los gepresenteerd van de gegevens voor huishoudens waarin beide echtgenoten een baan hebben. Zo iets blijkt soms nogal wat verschil uit te maken. Als dergelijke dingen voor de inkomensongelijkheid op één tijdstip gelden, ontstaat hieruit bijna vanzelf bij de bestudering van twee tijdstippen veel inkomensmobiliteit. Een persoon die in 1971 in Duncans steekproef was opgenomen en toen alleenstaand was en in 1978 gehuwd met een partner die ook een inkomen heeft, staat bij Duncan te boek als een persoon die wat inkomen betreft is gestegen. En een echtpaar waarvan in 1971 beide partners werkten en in 1978 maar één, komt als een geval van daling in de tabel. Hoe belangrijk de studie naar deze vormen van inkomensmobiliteit ook verder mag zijn, onderzoekers die iets meer willen weten over inkomensmobiliteit zijn op zoek naar methoden waarmee voor dergelijke zaken wordt gecorrigeerd. Tegen deze achtergrond is het dan ook niet verwonderlijk dat Duncan een andere tabel het licht heeft doen zien waarin voor blanke mannen tussen 25 en 50 jaar in 1969 hun uurinkomen in 1969 was afgezet tegen hun uurinkomen in 1978, beide uitgedrukt in quintielen (Duncan 1984: 117). Deze tabel gaf overigens ongeveer even veel mobiliteit te zien als die voor huishoudens. De nu te analyseren tabel voor inkomensmobiliteit in Nederland heeft dan ook betrekking op echtparen waarvan beide echteleiden zowel in 1980 als in 1986 een beroep uitoefenden.

Hoeveel inkomensmobiliteit was er tussen 1980 en 1986? Tabel 4.8 geeft het verband tussen het inkomen van echtparen waarvan beide partners in beide jaren een betaalde baan hadden, in quintielen opgedeeld. Het gaat hier om opgetelde maandinkomens. De gegevens hebben betrekking op 374 echtparen uit het bestand OSA86.

Tabel 4.8 Inkomensmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1986; alleen paren waarin beide echtgenoten in beide jaren betaald werk verrichtten; maandinkomens (1 = laagste quintiel, 5 = hoogste quintiel)

1986	1	2	3	4	5	%
1980						
1	36	17	9	8	5	75 20
2	33	20	15	4	3	75 20
3	6	32	23	14	2	75 20
4	3	4	23	37	8	75 20
5	0	2	4	11	58	75 20
	75	75	74	74	76	374
%	20	20	20	20	20	

Dit soort tabellen werd door Duncan slechts met het blote oog geanalyseerd. Dat is in dit geval betrekkelijk eenvoudig, en wel omdat de inkomens van de echtparen in quintielen zijn

verdeeld. Voor de bovenstaande tabel blijkt de inkomensmobiliteit in het hoogste quintiel geringer te zijn dan in de andere. Drie-kwart van de echtparen die in 1980 tot het hoogste quintiel behoorde, valt daar in 1986 nog in. Voor de andere quintielen geldt, dat minder dan de helft van de echtparen in hun oude quintiel blijft. Verder bevinden zich meer echtparen onder dan boven de hoofddiagonaal. Van alle echtparen is 47 % niet van quintiel veranderd, 31 % is in een lager quintiel beland, en 22 % in een hoger. Het percentage dalers over korte afstand (één stapje van de hoofddiagonaal naar beneden) bedraagt 26, en is groter dan het percentage stijgers over korte afstand, dat 14 is. Het percentage stijgers over grote afstand (3 en 4 stapjes omhoog) is 4, wat hoger is dan het percentage dalers over grote afstand, dat 1 bedraagt.

Bertaux (1969) heeft op de mogelijkheid gewezen dat een patroon van mobiliteit niet symmetrisch is. Een samenleving kan bijvoorbeeld veel stijging over korte afstand vertonen wanneer daar een gering aantal dalers over grote afstand tegenover staat. Dergelijke patronen zijn tot nu toe echter zelden in mobiliteitsonderzoek gevonden. Het hier verkregen resultaat komt er op neer dat in Nederland in de eerste helft van de jaren tachtig, wat betreft echtparen waarvan beide partners een baan hebben, tegenover veel daling over kleine afstand een klein aantal stijgers over grote afstand staat.

Deze resultaten worden bevestigd bij de loglineaire analyse waarvan Tabel 4.9 verslag doet. Model 1, dat alleen de gevolgen van randtotalen bevat, past niet goed bij de gegevens. In model 2 wordt een effect voor de hoofddiagonaalcellen toegevoegd. De tabel zou dus alleen stabiliteit te zien geven. Dit model doet de deviantie flink dalen, maar past nog steeds niet goed. Er is klaarblijkelijk wel stabiliteit, maar minder dan dit model voorspelt. Toevoeging van een afzonderlijk effect voor de echtparen die in 1980 tot het hoogste quintiel behoorden en in 1986 ook, doet de deviantie nog meer dalen. Met deze topgroep is dus iets aan de hand. Een min of meer aanvaardbaar resultaat wordt verkregen met model 4. Dit model voegt aan de voorgaande effecten een effect toe voor de cellen op de eerste nevendiaagonaal boven de hoofddiagonaal, en een apart effect voor de eerste nevendiaagonaal onder de hoofddiagonaal. Het omvat als nieuwe hypothese de veronderstelling dat er mobiliteit van één stap is, en dat de stijging verschilt van de daling.

Tabel 4.9 Loglineaire modellen voor een tabel voor inkomensmobiliteit in Nederland tussen 1980 en 1986; maandinkomens van huishoudens waarin beide partners in 1980 en in 1986 betaald werk hadden (N= 374)

model	deviantie	vrijheids- graden	kritische waarde ($\alpha=0.05$)
1. EI + LI	307	16	26
2. EI + LI + D	189	15	25
3. EI + LI + D + T	121	14	23
4. EI + LI + D + T + ENB + ENO	13	12	21

EI: eerste inkomen; LI: laatste inkomen; D: hoofddiagonaalcellen; T: hoogste quintiel op de hoofddiagonaal; ENB: eerste nevendiaagonaal boven de hoofddiagonaal; ENO: eerste nevendiaagonaal onder de hoofddiagonaal

Dan de parameters van het best passende model 4. Omdat een vergelijkingsmaatstaf ontbreekt zeggen ze op zich niet veel. De achterliggende hypothese is weer dat er minder mobiliteit over grotere dan over kleinere afstand is (waarbij stabiliteit de kleinst mogelijke afstand is). Het hoofddiagonaaleffect is 1.8. De parameter voor de paren die één stap zijn gestegen is 1.1, die voor de dalers van één stap 2.0. Stijging van één stap komt inderdaad minder voor dan stabiliteit.

Daling van één stap lijkt vaker voor te komen dan stabiliteit (vergelijk deze parameter met die van 1.8 voor de hoofddiagonaal). Men vergeet dan echter dat in model 4 één diagonaalcel afzonderlijk is behandeld. De parameter voor dit effect, de parameter voor de cel met huishoudens die in 1980 en 1986 tot het rijkste quintiel behoorden, blijkt 4.1 te bedragen. De bijkomende bevinding luidt dat de topgroep meer gesloten is dan lagere inkomenscategorieën. Tevens is er meer relatieve inkomensdaling dan relatieve -stijging. Toen in paragraaf 2.5 met werkloosheid rekening werd gehouden, is iets dergelijks ook al gevonden, maar dan wat betreft beroepsprestigemobiliteit van afzonderlijke personen.

Deze resultaten maken duidelijk dat in Nederland tussen 1980 en 1986 voor echtparen waarvan beide partners op deze twee tijdstippen werkten, de relatieve stabiliteit onder de echtparen die tot de rijkste categorie behoren groter is dan die onder de echtparen die minder verdienen, en dat er voor de echtparen die van inkomenscategorie veranderden, meer relatieve daling dan relatieve stijging was.

4.4.2 Hoeveel inkomensongelijkheid is er tussen personen op één tijdstip en hoeveel tussen paren over meer jaren gerekend?

In deze paragraaf wordt de inkomensongelijkheid in Nederland op verschillende manieren berekend. Het uitgangspunt zijn de echtparen waarvan zowel de echtgenoot als de echtgenote in 1980 en in 1986 volgens het bestand OSA86 een baan hadden en het inkomen daaruit opgaven. Dat zijn er 374. Omdat het om verschillen in budgetten gaat, wordt niet uitgegaan van uur-, maar van maandinkomens.

De maat voor de scheefheid in de inkomensverdeling die wordt uitgerekend is de coëfficiënt Gini. Ze wordt gekozen wegens haar aantrekkelijke interpretatie. Deze interpretatie is overigens niet te vinden in Pen (1971), maar wel in bijvoorbeeld Cowell (1977). Mensen vergelijken hun inkomen met dat van andere mensen. Voor de berekening van de Gini-coëfficiënt wordt nu het inkomen van één persoon of echtpaar vergeleken met alle andere personen of echtparen. Dit geschiedt door telkens de absolute verschillen tussen die eenheid en alle andere eenheden uit te rekenen. Na sommeren over alle eenheden en vervolgens normeren ontstaat de Gini-coëfficiënt. De minimale waarde van deze coëfficiënt is nul; de maximale waarde is één. Des te lager de waarde van de coëfficiënt, des te minder ongelijkheid er zal zijn. Mobiliteit en exogamie zullen de Gini reduceren, maar de vraag is hoe veel. Gini's zijn uitgerekend met het programma INEQ van F. Cowell van de London School of Economics. Dit programma geeft geen standaardfouten voor berekende Gini's.

De formule voor de Gini-coëfficiënt waaruit bovenstaande interpretatie duidelijk wordt is:

$$G = \frac{1}{2 N^2 M_x} \sum_{i=1}^N \sum_{j=1}^N |y_i - y_j|$$

In deze formule is N het aantal eenheden, M_x het rekenkundig gemiddelde van hun inkomen, en y_i en y_j het inkomen van de i-de respectievelijk de j-de eenheid.

Per echtpaar kan men het maandinkomen van de echtgenoot in 1980 optellen bij diens inkomen in 1986, en het inkomen van de echtgenote in 1980 bij haar inkomen in 1986. Die twee zaken kan men ook weer bij elkaar optellen. Aldus ontstaat een inkomensverdeling waarin de gevolgen van mobiliteit en exogamie zijn verdisconteerd. Die verdeling heeft een gemiddelde van fl. 6728 en een Gini-coëfficiënt van 0.16. Dit cijfer geeft een antwoord op de vraag hoe groot de inkomensongelijkheid in Nederland is wanneer met inkomensmobiliteit en inkomensexogamie rekening wordt gehouden.

Eén vraag is nu wat de invloed is van exogamie op de inkomensongelijkheid. Om deze vraag te beantwoorden kan men de verdeling met de som van het maandinkomen van echtgenoten uit 1980 en 1986 als één afzonderlijke verdeling beschouwen, en de verdeling met de som van het maandinkomen van echtgenotes uit die jaren als een andere. Deze twee kan men vervolgens in elkaar schuiven. Men doet dan alsof alle echtparen "gescheiden" zijn. Wanneer over de in elkaar geschoven verdeling de Gini wordt berekend, blijkt ze 0.29 te zijn. Het gemiddelde is fl. 3364. Deze gegevens zijn dus berekend over een inkomensverdeling voor 748 personen. Exogamie reduceert de inkomensongelijkheid tot bijna de helft.

De vraag is nu wat de mobiliteit met de ongelijkheid doet. Gezien de in hoofdstuk 2 gevonden erg geringe intergenerationale beroepsmobiliteit, kan worden verwacht dat de mobiliteit de

inkomensongelijkheid minder vermindert dan de exogamie. Wanneer voor 1986 het inkomen van een echtgenoot wordt geteld bij het inkomen van diens echtgenote, ontstaat een verdeling met als gemiddelde fl. 3679 en Gini 0.15. Door mobiliteit verandert de Gini dus zelfs nauwelijks. Dit blijkt ook zo te zijn wanneer het inkomen van een echtgenoot uit 1980 bij het inkomen van diens echtgenote in 1980 wordt opgeteld. Voor deze verdeling is de Gini 0.20 en het gemiddelde fl. 3049.

Over blijft de vraag of de exogamie ook grote gevolgen heeft voor de inkomensongelijkheid op één tijdstip. Wanneer de inkomensverdeling voor echtgenoten in 1980 en de inkomensverdeling van echtgenotes in 1980 in elkaar worden geschoven, is de Gini 0.33. Die verdeling heeft een gemiddelde van fl. 1524. Doet men ditzelfde voor de inkomensverdeling in 1986 dan is het gemiddelde fl. 1839 en de Gini 0.28. Ook voor de afzonderlijke jaren reduceert de exogamie de inkomensongelijkheid tot ongeveer de helft. De gegevens voor de Gini's zijn in Tabel 4.10 samengevat.

Tabel 4.10 Gini-coëfficiënten voor inkomensongelijkheid voor partners die zowel in 1980 als in 1986 een betaalde baan hadden; (a) partners als afzonderlijke personen behandeld, (b) partners als één eenheid opgevat, (c) inkomens uit 1980, (d) inkomens uit 1986, en (e) inkomens van 1980 en 1986 bij elkaar opgeteld

	afzonderlijke personen (a)	echtparen (b)
1980 (c)	0.33	0.20
1986 (d)	0.28	0.15
1980 + 1986 (e)	0.29	0.16

De slotsom is dat voor Nederland tussen 1980 en 1986 veranderingen in het inkomen de inkomensongelijkheid niet heeft doen verminderen. Deze conclusie geldt alleen voor echtparen waarvan beide partners in beide jaren een betaalde baan hadden.

5. Samenvatting

Het eerste onderzoek in Nederland naar sociale mobiliteit werd uitgevoerd door Van Heek (1945). Eén kritiek op Van Heeks werk luidde dat daarin was uitgegaan van slechts één dimensie van stratificatie, en wel beroepsprestige. Van Doorn (1955) hield een pleidooi voor de opstelling van zogenaamde polyhiërarchieën. Noch Van Doorn zelf, noch zijn leerlingen hebben een multidimensioneel beeld van de Nederlandse samenleving gepresenteerd. De eerste tabel voor exogamie in Nederland werd gegeven door Van Tulder (1962), die eveneens als eerste een tabel voor de beroepsprestigemobiliteit van vader op zoon in Nederland presenteerde. In beide tabellen deed beroepsprestige dienst als dimensie van stratificatie. In de tabel van Van Tulder voor exogamie werd overigens het beroepsprestige van iemands vader tegen dat van iemands schoonvader afgezet, en niet zoals in dit rapport iemands beroep tegen dat van iemands partner.

Dit rapport kan geplaatst worden in de onderzoekstraditie waarvan Van Heek in Nederland de grondlegger is geweest. De data van dit rapport hebben niet alleen betrekking op beroepsprestigemobiliteit van vaders op zonen, maar ook op mobiliteit langs andere dimensies van stratificatie van zowel mannen als vrouwen tijdens hun eigen beroepsleven. Omdat de mate van consistentie van de scores van personen op verschillende dimensies van stratificatie is onderzocht, is de kritiek van Van Doorn hiermee in nieuwe onderzoeksbevindingen omgezet. De bevindingen van dit rapport met betrekking tot huwelijkspartners betreffen hun scores op meer dan één dimensie van stratificatie, met inbegrip van de inkomensdimensie. In tegenstelling tot hedendaags arbeidsmarktonderzoek waarbij de aandacht uitgaat naar de frekwentie waarmee mensen van baan wisselen en de factoren die daarop van invloed zijn, was er in dit rapport belangstelling voor die wisselingen van baan waarbij een persoon stijgt of daalt langs een bepaalde dimensie van stratificatie.

De bedoeling van dit rapport is dan ook niet zo zeer geweest een diepgravende theorie over één enkel verschijnsel te toetsen, als wel een breed spectrum van met elkaar samenhangende vragen aan de orde te stellen (vergelijk Ultee 1989). De verdelingsproblematiek is in een aantal concrete deelvragen uiteen gelegd, tegen de achtergrond van de veronderstelling dat afsluitingsprocessen zich niet alleen of voornamelijk in het onderwijsstelsel voordoen, zoals onderwijssociologen lijken aan te nemen, of op de huwelijksmarkt, wat gezinssociologen wel veronderstellen, maar ook op de arbeidsmarkt, zoals arbeidsmarktsociologen benadrukken. De sociale lagen van een samenleving kunnen niet alleen in verschillende mate maar ook op uiteenlopende wijze van elkaar zijn afgesloten. Mobiliteit leidt tot minder afsluiting, net zoals exogamie en statusinconsistentie. Aldus handelde dit rapport over mobiliteits- en stabiliteitsvragen, inconsistentie- en consistentievragen en exogamie- en endogamievragen.

De notie van afsluiting is in dit rapport in relatieve zin opgevat. Wanneer door bepaalde technologische ontwikkelingen in een samenleving het aantal hogere functies toeneemt, wordt door die ontwikkelingen stijging naar die functies afgedwongen. Deze stijging zegt echter niet veel over de openheid van hogere functies, omdat daarvoor die stijging moet worden vergeleken met de daling uit hogere functies naar lagere. Aldus is in dit rapport de ongelijke uitkomst van de wedijver tussen mensen met een hoge en een lage startpositie om hogere en lagere uiteindelijke posities centraal gesteld.

Deze notie van afsluiting en uitwisseling, dit idee van wedijver met een ongelijke uitkomst, is niet alleen van toepassing op hogere en lagere functies of anderzins van elkaar onderscheiden hogere en lagere beroepen. In dit rapport is er op gewezen dat deze gedachte ook kan worden toegepast bij onderzoek naar andere arbeidsmarktprocessen dan intragenerationele

beroepsmobiliteit, en wel bij de bestudering van de herintreding van werklozen (bij een daling van de werkgelegenheid nemen de blijfkansen van werklozen toe, maar de kansen van werkenden om werkloos te worden zouden ook kunnen toenemen), en bij het onderzoek naar verdringing (de veranderende samenhang tussen opleiding en functieniveau bij snellere veranderingen in de opleidings- dan in de functiestructuur).

In dit rapport stond bij de bestudering van vormen van afsluiting (stabiliteit, consistentie en endogamie) een breed idee op de achtergrond van de hulpbronnen waarmee personen zich toegang tot schaarse goederen en hogere sociale lagen kunnen verschaffen en de leden van hogere lagen zich kunnen handhaven (vgl. Ultee 1985). Zo is onderwijs opgevat als meer dan het verwerven van zuiver persoonlijke beroepsbekwaamheden. Volgens het in dit rapport gepostuleerde effect van iemands onderwijs op het beroepsprestige en het uurinkomen van iemands partner staat onderwijs ook voor andere hulpbronnen waarmee andere personen in iemands dagelijks leefverband hun voordeel kunnen doen. Volgens De Graaf (1987) is zelfs de invloed van iemands ouderlijk milieu op iemands beroepsloopbaan niet geheel terug te voeren op de financiële hulpbronnen van de ouders, maar speelt ook de overdracht van culturele hulpbronnen een belangrijke rol. Daarnaast is in dit rapport verondersteld dat zich bij de opbouw van hulpbronnen en de verwerving van schaarse goederen zelfversterkende processen kunnen voordoen. Zo is naar voren gebracht dat werklozen werkloos blijven omdat ze werkloos waren, en dat van twee mensen met hetzelfde onderwijs de persoon wiens eerste baan hoger was, na verloop van tijd om die reden een nog hogere baan krijgt.

Een rechtstreeks en geheel bevredigend antwoord op de vraag waar deze afsluiting het sterkst is - op de arbeidsmarkt, binnen het onderwijsstelsel, of op de huwelijksmarkt - is natuurlijk niet mogelijk. Een aanwijzing voor de mate van openheid of geslotenheid wordt verkregen uit het verschil tussen iemands milieu van herkomst en iemands sociale bestemming (intergenerationele mobiliteit), uit de verandering van beroep tijdens iemands loopbaan (intragenerationele mobiliteit), en uit de keuze van huwelijkspartner (exogamie). Aldus blijkt dat de beroepsprestigemobiliteit op de Nederlandse arbeidsmarkt tussen 1980 en 1985 geringer is dan de openheid die spreekt uit de mate waarin mensen met verschillend beroepsprestige met elkaar zijn gehuwd, en nog kleiner dan de mobiliteit van vader op kind. Evenzo blijkt dat de inkomensongelijkheid sterker verminderd wordt door de mate waarin personen met een verschillend inkomen met elkaar zijn gehuwd dan door de mate waarin personen in 1980 een ander inkomen hadden dan in 1986.

In dit rapport lag niet, zoals in zo veel analyses van enquêtegegevens, de nadruk op de verklaring van verschillen tussen personen. De nadruk lag op kenmerken van de samenleving. Wanneer dat het geval is, is het moeilijk door te stoten van beschrijvingsvragen naar trendvragen, en raken verklaringsvragen wel heel snel ver op de achtergrond. Nu volgt een overzicht van de antwoorden op de beschrijvingsvragen, de trendvragen en de verklaringsvragen die in dit rapport aan de orde zijn geweest.

Omdat databestanden veelal op één enkel tijdstip en op representatieve steekproeven betrekking hebben, zijn macrobeschrijvingsvragen gemakkelijk te beantwoorden. De waarde van een samenlevingskenmerk berekend op grond van zo'n bestand zegt zonder een bepaalde vergelijking echter niet zo veel. Daarom is in dit rapport de intragenerationele mobiliteit met de intergenerationele mobiliteit en de openheid van trouwpatronen vergeleken.

Hoewel het hier een eenmalige bevinding betreft, is de bevinding dat intragenerationele beroepsprestigemobiliteit een zichzelf versterkend proces is, toch sprekend. De hoogte van iemands eerste beroep blijkt niet alleen een positieve samenhang te vertonen met de hoogte van iemands beroep na tien jaar, maar daarnaast een rechtstreekse positief verband met de

hoogte van iemands beroep twintig jaar later. Dit laatste verband blijkt zelfs te blijven bestaan als er rekening mee werd gehouden dat iemands onderwijs niet alleen van invloed is op iemands eerste beroep, maar ook op diens beroep na tien jaar en op diens beroep na twintig jaar. Dit resultaat maakt duidelijk dat mobiliteit tussen twee tijdstippen verenigbaar is met het hebben, behouden en versterken van een voorsprong. Als gevolg hiervan kunnen gegevens over de mobiliteit tussen slechts twee tijdstippen de gelijkheid gemakkelijk overschatten. Het gaat er niet alleen om sociale mobiliteit op de arbeidsmarkt tussen twee tijdstippen te bestuderen, maar het verloop van gehele beroepsloopbanen in kaart te brengen.

Dat mobiliteit niet op een eenvoudig stuivertje wisselen van hoog en laag behoeft neer te komen, wordt duidelijk gemaakt door de volgende bevinding. Analyse van een tabel waarin het maandinkomen van werkende echtparen in 1980 en 1986 tegen elkaar was afgezet, leidt tot de slotsom dat tegenover de geringe daling van een groot aantal echtparen een grote stijging van een klein aantal echtparen staat. Dergelijke mobiliteit maakt de uitkomst van verdelingsprocessen niet gelijk.

Trendonderzoek, waarbij parameters uit bestanden voor verschillende tijdstippen worden geput, kampt met de moeilijkheid dat gegevens zelden strikt vergelijkbaar zijn. In dit rapport is voor verschillende jaren gevonden dat negatieve werkomstandigheden leiden tot een hoger uurinkomen. Omdat gegevens van jaar tot jaar niet vergelijkbaar zijn, moet een uitspraak over veranderingen in de tijd achterwege blijven. Die wordt wel gedaan over statusinconsistentie. De bevinding luidt dat tussen 1974 en 1985 de positie van personen op de dimensies van onderwijs, beroepsprestige en inkomen consistent is geworden, en tussen 1985 en 1988 inconsistent. Wegens vergelijkbaarheidskwesties moet deze bevinding echter met grote voorzichtigheid worden gehanteerd. Wel sterk staat de bevinding dat het trouwpatroon in Nederland wat het onderwijs van partners betreft opener is geworden.

Ter verklaring van trends is in dit rapport vaak de hypothese gehanteerd dat ongunstige economische omstandigheden, in het bijzonder een hoog werkloosheidspeil, tot meer afsluiting leiden, en hiermee tot een ongelijkere uitkomst van verdelingsprocessen. Hierbij wordt voortgebouwd op de literatuur over verschillen tussen landen met betrekking tot intergenerationele mobiliteit (vgl. Heath 1981, Ultee & Luijkx 1986). De reeds vermelde bevindingen over veranderingen in statusconsistentie en -inconsistentie stroken met deze hypothese. Dat geldt ook voor de bevinding dat de intragenerationele mobiliteit in Nederland gedurende het tijdvak 1983-1985, toen de werkloosheid op haar hoogtepunt was, geringer was dan die in de jaren 1980-1982 en die in de jaren 1985-1988. Deze bevinding heeft betrekking op personen die zowel aan het begin als aan het eind van een periode een baan hebben.

Een andere bevinding bevestigt deze hypothese echter niet. In de periode 1985-1988 had de wedijver tussen werkenden en werklozen om een baan een voor werklozen ongunstiger uitkomst dan in de periode 1983-1985. Ter verklaring van deze bevinding kan men opperen dat uitsluiting bij slechtere economische omstandigheden en opname bij een gunstiger economische situatie niet elkaars spiegelbeeld zijn. Opname verloopt trager dan uitsluiting, en de opname van personen op de onderste sporten van de maatschappelijke ladder loopt het traagst.

Deze bevinding verfijnt de onlangs gerapporteerde bevinding dat een hoog werkloosheidspeil in een land de mobiliteit tussen werk en werkloosheid en omgekeerd vermindert (Ultee, Dessens & Jansen 1988a). In dat onderzoek werden 1836 tabellen voor de wederzijdse uitwisseling tussen werk en werkloosheid in veertien westerse industrielanden in de periode 1975-1985 met elkaar vergeleken. Zowel voor tabellen die een periode van drie maanden bestreken, als voor tabellen die een periode van 6 maanden, een jaar of twee jaar bestreken bleek hoge werkloosheid de uitwisseling tussen werk en werkloosheid en omgekeerd te verminderen. In deze

studie werd echter niet nagegaan of in een periode van dalende werkloosheid het effect van werkloosheidspeil anders is dan in een periode van toenemende werkloosheid.

In dit rapport is ook de vraag gesteld of de samenhang tussen het uurinkomen van huwelijkspartners geheel een bijverschijnsel is van de samenhang tussen hun onderwijs en het individuele verband tussen het onderwijs en het uurinkomen. Dit blijkt niet het geval te zijn. Zelfs indien er rekening mee wordt gehouden dat iemands uurinkomen niet alleen van iemands eigen onderwijs kan afhangen, maar ook van dat van iemands partner, wordt de samenhang tussen uurinkomens nog niet voor de helft gereduceerd. Een overeenkomstige bevinding wordt gedaan bij de verklaring van de samenhang tussen het beroepsprestige van huwelijkspartners als een bijproduct van de samenhang tussen het onderwijs van de partners en de relatie tussen onderwijs en beroepsprestige. Hoewel exogamie minder ongelijkheid bewerkstelligt dan intragenerationele mobiliteit, blijken zich verschijnselen binnen huwelijken voor te doen waardoor ongelijkheden worden versterkt. Onafhankelijk van iemands eigen onderwijs, is iemands uurloon en beroepsprestige hoger naarmate iemands partner meer onderwijs heeft.

Wanneer enkele minder vaak gestelde, maar wel zo toepasselijke deelvragen met betrekking tot verdelingsproblemen worden beantwoord, blijkt dat in Nederland in de periode tussen 1974 en 1988 een grotere geslotenheid wordt gevonden dan wanneer onderzoek beperkt blijft tot meer gangbare maar betrekkelijk oppervlakkige vragen. Het is gewenst antwoorden op vragen over de ongelijkheid in de verdeling van één schaars goed voor één persoon op één tijdstip aan te vullen met antwoorden op vragen over meerdere tijdstippen (mobiliteitsvragen), meerdere dimensies van stratificatie (inconsistentievragen), en huwelijkspartners (exogamievragen). In dit rapport is gebleken dat intragenerationele mobiliteit in de jaren 80 de stratificering van de Nederlandse samenleving maar weinig inperkt, en dat intergenerationele mobiliteit en exogamie dat sterker doen.

Appendix. Beknopte inleiding in de loglineaire analyse

A.1 Inleiding.

Loglineaire analyse is een techniek voor het analyseren van frekwentietabellen die nauw verwant is aan regressie- en variantie-analyse. In feite kunnen deze analysetechnieken alle gerangschikt worden onder een algemeen model: het gegeneraliseerde lineaire model. Dit komt ook tot uitdrukking in een programma zoals GLIM (Payne, 1985), dat al deze modellen binnen één en hetzelfde algoritme integreert.

We zullen het loglineaire model in deze inleiding in eerste instantie toelichten aan de hand van een tweedimensionale tabel. De generalisering naar hogerdimensionale tabellen is recht toe recht aan en wordt geïllustreerd in paragraaf A.4. Gekozen is voor deze benadering, omdat een tweedimensionale kruistabel voor vrijwel iedereen een vertrouwde situatie is, waarin men weliswaar niet direct zou denken aan loglineaire analyse maar eerder aan het berekenen van een of andere associatiemaat. Het belangrijkste doel van deze inleiding is aan te tonen, dat de beschrijving van de samenhang in een tweedimensionale kruistabel lang niet altijd via één associatiemaat kan worden gekarakteriseerd.

Het zal duidelijk zijn dat deze inleiding verre van volledig is. Voor een meer uitgebreide behandeling van het loglineaire model zij men verwezen naar het uitstekende boek van Fienberg (Fienberg, 1980).

De in deze inleiding benodigde notatie zal worden toegelicht aan de hand van de onderstaande 3*3-tabel van de variabelen X en Y.

		Y			
		1	2	3	
X	1	f_{11}	f_{12}	f_{13}	f_{1+}
	2	f_{21}	f_{22}	f_{23}	f_{2+}
	3	f_{31}	f_{32}	f_{33}	f_{3+}
		f_{+1}	f_{+2}	f_{+3}	f_{++}

Hierin is f_{ij} de waargenomen frekwentie bij $X=i$ en $Y=j$. Verder zijn f_{i+} en f_{+j} de frekwenties van X respectievelijk Y die worden verkregen door de f_{ij} over j respectievelijk i te sommeren; dus $f_{i+} = \sum_j f_{ij}$ en $f_{+j} = \sum_i f_{ij}$. De f_{i+} en f_{+j} vormen samen de zogenaamde randverdelingen. Sommeren over zowel i als j levert het totaal aantal waarnemingen $f_{++} = N$.

A.2 Statistische onafhankelijkheid.

Anders dan bijvoorbeeld bij regressie- en variantie-analyse worden bij loglineaire analyse geen gemiddelden voorspeld, maar frekwenties. Een voorbeeld van zo'n model voor de frekwenties f_{ij} is het model van statistische onafhankelijkheid van de variabelen X en Y. Laten we de onder een model voorspelde frekwenties aangeven met m_{ij} . Onder statistische onafhankelijkheid hebben we dan

$$m_{ij} = (f_{i+} f_{+j}) / N \quad (1)$$

Belangrijk is dat het model van statistische onafhankelijkheid bij gegeven randverdelingen correspondeert met precies één invulling van de tabel. Gegeven statistische onafhankelijkheid heeft elke associatiemaat de waarde nul. Maar omgekeerd geldt niet dat als een associatiemaat

de waarde nul aanneemt dit statistische onafhankelijkheid impliceert. Uitgezonderd bij 2*2-tabellen zijn bij één waarde van een associatiemaat en bij gegeven randverdelingen in het algemeen veel verschillende tabellen (f_{ij}) mogelijk. Hieruit kan worden geconcludeerd dat associatiematen de samenhang in een tabel slechts in beperkte mate karakteriseren. Aangezien elke afwijking van onafhankelijkheid per definitie een samenhang tussen de variabelen X en Y impliceert, is samenhang op te vatten als een functie van de verschillen tussen de waargenomen frekwenties f_{ij} en de onder het model van statistische onafhankelijkheid verwachte frekwenties m_{ij} . De toetsingsgrootte X^2 is immers niets anders dan een gewogen som van de gekwadeerde verschillen (of zo men wil van de afstanden) tussen de waargenomen frekwenties en de onder statistische onafhankelijkheid verwachte frekwenties.

$$X^2 = \sum m_{ij} \frac{(f_{ij} - m_{ij})^2}{m_{ij}} \quad (2)$$

Onder onafhankelijkheid is X^2 bij benadering chi-kwadrat verdeeld. Het corresponderende aantal vrijheidsgraden is voor een tabel met r rijen en k kolommen $(r-1)(k-1)$. Indien de overschrijdingskans van de toetsingsgrootte X^2 groter is dan een vooraf vastgesteld significantieniveau (zeg 5%) dan zegt men dat het model van onafhankelijkheid past bij de data. We spreken van een 'goodness of fit' maat. Een andere 'goodness of fit' maat is gebaseerd op de likelihood-ratio toetsingsgrootte en staat bekend als de 'deviance' G^2 .

$$G^2 = 2 \sum m_{ij} f_{ij} \log (f_{ij}/m_{ij}) \quad (3)$$

Ook G^2 is bij benadering chi-kwadrat verdeeld met $(r-1)(k-1)$ vrijheidsgraden. Indien de nulhypothese van onafhankelijkheid waar is, en het aantal waarnemingen groot is, zijn beide toetsingsgrootten equivalent.

Het aantal vrijheidsgraden in deze situatie geeft aan in hoeveel verschillende onafhankelijke 'richtingen' de data in de tabel kunnen afwijken van statistische onafhankelijkheid. In een 2*2-tabel is er slechts in één richting afwijking mogelijk van de situatie van onafhankelijkheid, en dus is de mate van afhankelijkheid uniek te representeren via één enkel kengetal. Voor tabellen met meer vrijheidsgraden correspondeert één waarde van een associatiemaat nog met veel verschillende tabellen. Dit levert dus geen nauwkeurige beschrijving van de samenhang op. Via loglineaire analyse is het wel mogelijk de samenhang in een tabel nauwkeurig te beschrijven en te toetsen.

A.3 Het loglineaire model.

De uitdrukking (1) voor de onder onafhankelijkheid verwachte frekwenties is een multiplicatieve functie van de f_{ij} 's. Dit suggereert een logaritmische transformatie ter verkrijging van een lineair model.

$$\log m_{ij} = \log f_{i+} + \log f_{+j} - \log N \quad (4)$$

Aangezien dit een model betreft voor de $\log m_{ij}$, wordt gesproken van loglineaire modellen. Nadere beschouwing van deze uitdrukking leert dat de $\log m_{ij}$'s onder het model van statistische onafhankelijkheid alleen afhangen van effecten die corresponderen met de rijen (f_{i+}), met de kolommen (f_{+j}) en met het totaal aantal waarnemingen (N). Hier bestaat een nauwe overeenkomst met het variantie-analysemodel waarin sprake is van parameters voor de hoofdeffecten en de 'general mean'. Fienberg (1980) geeft de parameters binnen het loglineaire model aan met een 'u' gevolgd door een subscript dat verwijst naar het nummer van de variabele en de categorie-index.

$$\log m_{ij} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} \quad (5)$$

In de uitdrukking (5) correspondeert de parameter u ('general mean') met de term $\log N$ in (4) en de parameters $u_{1(i)}$ en $u_{2(j)}$ met de respectievelijke termen f_{i+} en f_{+j} in (4), ofwel de hoofdeffecten van de rij- en de kolomvariabele. Op dezelfde wijze als in het variantie-analysemodel geldt dat de som over i van de $u_{1(i)}$ parameters, en de som over j van de $u_{2(j)}$ parameters elk nul zijn. Dit betekent dat het aantal onafhankelijke parameters voor het model van statistische onafhankelijkheid $(r-1) + (k-1) + 1$ bedraagt. Het aantal vrijheidsgraden van dit model is gelijk aan het aantal cellen in de tabel minus het aantal onafhankelijke parameters:

$$\begin{aligned} r \cdot k - [(r-1) + (k-1) + 1] &= \\ r \cdot k - r - k + 1 &= \\ (r-1)(k-1) & \end{aligned}$$

Onder het model van onafhankelijkheid geldt dat de verhoudingen ('odds') van de onder het model voorspelde frekquenties binnen kolommen gelijk zijn, dat wil zeggen dat de verhoudingen $m_{ij}/m_{i+1,j} = m_{i,j+1}/m_{i+1,j+1}$ voor $i=1,2,\dots,(r-1)$ en $j=1,2,\dots,(k-1)$. Beschouwen we de verhouding van deze verhoudingen dan krijgen we een dubbelverhouding of 'odds ratio' (θ_{ij}):

$$\theta_{ij} = \frac{m_{ij} m_{i+1,j+1}}{m_{i,j+1} m_{i+1,j}} = 1 \quad (6)$$

Aangezien samenhang gedefinieerd is als afwijking van onafhankelijkheid, betekent samenhang dat één of meer odds ratio's van de waargenomen frekquenties een waarde ongelijk aan 1 hebben. Het ligt dus voor de hand dat de samenhang in een tabel gemodelleerd kan worden via modellen voor odds ratio's.

De minst 'zuinige' manier om de samenhang in een tabel te modelleren is het passen van een model met evenveel parameters als het aantal vrijheidsgraden onder het model van onafhankelijkheid, dat wil zeggen $(r-1)(k-1)$.

$$\log m_{ij} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{12(ij)} \quad (7)$$

Precies als de interactie-parameters in variantie-analyse zijn de $r \cdot k$ associatieparameters enigszins afhankelijk. Er zijn immers maar $(r-1)(k-1)$ onafhankelijke parameters. Dit aantal onafhankelijke parameters wordt precies verkregen indien de restricties $\sum_i u_{12(ij)} = \sum_j u_{12(ij)} = 0$ op de associatieparameters $u_{12(ij)}$ worden gezet.

Het aldus gespecificeerde model voor samenhang in een $r \cdot k$ -tabel heeft nul vrijheidsgraden, en levert bijgevolg alleen een beschrijving en geen toetsingsmogelijkheden met betrekking tot de samenhang in de tabel. Dit model wordt het 'verzadigde' model genoemd. Vaak hebben we echter wel een bepaald idee (model) over de structuur van de samenhang. Zo'n idee betekent wiskundig dat we een lagerdimensionaal model in ons achterhoofd hebben. Met name als beide variabelen minstens van ordinaal meetniveau zijn, hebben we vaak welomlijnde verwachtingen over de samenhang, bijvoorbeeld: hoe groter de waarde van X , des te groter de waarde van Y . Zelfs bij nominale variabelen is het vaak mogelijk expliciet te formuleren in welke cellen we hogere frekquenties verwachten (dan onder onafhankelijkheid) en in welke cellen we lagere frekquenties verwachten. Interessante modellen voor de samenhang in een tabel zijn modellen waarbij de samenhang wordt gemodelleerd met (veel) minder parameters dan de $(r-1)(k-1)$ associatie-parameters in het verzadigde model. In die situaties kan immers worden getoetst of de dimensionaliteit van de samenhang lager is dan $(r-1)(k-1)$.

Met name interessant is het model dat voorspelt dat alle odds ratio's θ_{ij} een constante waarde k , mogelijk ongelijk 1, hebben. Dit heet het model van uniforme associatie en het omvat onafhankelijkheid als een speciaal geval. Op grond van de 'fit' van het model van uniforme

associatie kan beoordeeld worden of de samenhang in de tabel via één enkel kengetal (k) kan worden gekarakteriseerd.

Behalve het model van uniforme associatie is er een veelheid van loglineaire modellen voor de samenhang in r*k-tabellen. Voor een inleiding in deze modellen zie men bijvoorbeeld Hout (1983).

A.4 Loglineaire modellen voor drie variabelen.

Bij drie-dimensionale tabellen is het mogelijk dat de relatie tussen twee variabelen zwakker of sterker wordt, indien de samenhang tussen deze variabelen wordt beschouwd binnen de categorieën van een derde variabele (conditionele samenhang). Het analyseren van deze situaties via tabelsplitsing of elaboratie lijdt wederom aan het euvel, dat associatiematen worden berekend zonder dat men een toetsbaar model heeft voor de (in dit geval) drie-dimensionale samenhang. Via loglineaire analyse zijn veronderstellingen voor de samenhang tussen drie (en meer) variabelen op uiterst eenvoudige wijze te toetsen. Ook hier gaat het erom zo zuinig mogelijke modellen voor de samenhang te postuleren en te toetsen. Bij meer dan twee variabelen is het van belang dat modellen op een eenduidige wijze worden genoteerd. De hiertoe ontwikkelde notatie kan het gemakkelijkst aan de hand van een paar voorbeelden worden toegelicht.

Voor het model van statistische onafhankelijkheid tussen de variabelen X, Y en Z onderling is deze notatie X*Y+Z. Deze notatie is equivalent met de uitdrukking (8):

$$\log m_{ijk} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{3(k)} \quad (8)$$

Indien we willen toetsen of de samenhang tussen X en Y onafhankelijk is van Z, dat wil zeggen dat de samenhang tussen X en Y binnen elke categorie van Z gelijk is, dan geven we dit model weer als X*Y+Z. In termen van de log m_{ijk} :

$$\log m_{ijk} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{3(k)} + u_{12(ij)} \quad (9)$$

Het model waarbij wordt verondersteld dat er zowel een samenhang is tussen X en Y als tussen X en Z, maar niet tussen Y en Z (het zogenaamde 'spurious model') wordt genoteerd als X*Y+X*Z. In termen van de log m_{ijk} :

$$\log m_{ijk} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{3(k)} + u_{12(ij)} + u_{13(ik)} \quad (10)$$

Dit model veronderstelt dat de relatie tussen Y en Z geheel het gevolg is van de gemeenschappelijke relatie die deze variabelen hebben met X. Een bekend voorbeeld van een dergelijk model is dat waarbij de samenhang tussen 'de omvang van de brandschade' (Y) en 'het aantal bij het blussen betrokken brandweerlieden' (Z) geheel veroorzaakt wordt door de gemeenschappelijke relatie met de variabele 'grootte van de brand' (X).

Na analyse kan blijken dat er ook nog een samenhang blijft bestaan tussen Y en Z binnen de categorieën van X. Dit correspondeert met het model X*Y+X*Z+Y*Z. In termen van de log m_{ijk} :

$$\log m_{ijk} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{3(k)} + u_{12(ij)} + u_{13(ik)} + u_{23(jk)} \quad (11)$$

Bij het model zoals weergegeven in (11) kunnen de verwachte celfrekwenties m_{ijk} niet meer zo gemakkelijk als in (1) uit de waargenomen randfrekwenties f_{i++} , f_{+j+} , f_{++k} en f_{+++} worden berekend. De schatting van de onder het model verwachte celfrekwenties vindt plaats via een of ander iteratief algoritme.

Voor de volledigheid geven we ook het 'verzadigde' model $X*Y*Z$ weer:

$$\log m_{ijk} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{3(k)} + u_{12(ij)} + u_{13(ik)} + u_{23(jk)} + u_{123(ijk)} \quad (12)$$

A.5 Loglineaire modellen tussen statistische onafhankelijkheid en 'verzadiging'.

In vierkante tabellen, zoals het geval is bij de analyse van inter- en intragenerationele beroepsmobiliteit, past het model van statistische onafhankelijkheid bijna altijd slecht. Variabelen in de empirie zijn vrijwel nooit onafhankelijk. Om niet direct de associatie te modelleren via een verzadigd model, komt het er op aan een zo zuinig mogelijk model voor associatie te postuleren. Een van de eerste voorstellen in die richting is afkomstig van Goodman (1968). Hij heeft het model van 'quasi-onafhankelijkheid' voorgesteld: sommige cellen in de tabel worden perfect 'gefit', terwijl voor de overige cellen statistische onafhankelijkheid wordt voorgesteld:

$$\log m_{ij} = \begin{cases} v_{12(ij)} & \text{voor sommige cellen in de tabel} \\ u + u_{1(i)} + u_{2(j)} & \text{voor de overige cellen in de tabel} \end{cases} \quad (13)$$

Bij mobiliteits- en homogamietabellen ligt het voor de hand om een verdeling aan te brengen in diagonaalcellen en niet-diagonaalcellen:

$$\log m_{ij} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} \quad \text{voor } i \neq j \quad (14a)$$

$$\log m_{ij} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + v_{12(ij)} \quad \text{voor } i = j \quad (14b)$$

Kan er volstaan worden met één enkele parameter voor alle diagonaalcellen, dan verandert (14b) in

$$\log m_{ij} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + v \quad \text{voor } i = j \quad (15)$$

Uitbreiding met parameter(s) voor de eerste, tweede, derde, enz. nevendagonalen ligt in een aantal gevallen voor de hand, en werd door ons in de hoofdstukken 2, 3 en 4 ook daadwerkelijk toegepast. Nog algemener kan voor elke willekeurige cel of groep cellen een aparte parameter worden meegegeven. Dit kan bijvoorbeeld een parameter voor onafhankelijkheid zijn binnen elke groep cellen (dan geldt hier $\theta_{ij} = 1$), of een 'stap'-parameter die de afstand van een categorie tot een andere uitdrukt, of een parameter voor constante samenhang in de tabel (alle odds ratio's θ_{ij} hebben eenzelfde waarde k): het model van uniforme associatie-parameter.

Dit laatste model kan worden uitgebreid door de cellen boven de diagonaal ($i < j$) een andere uniforme associatieparameter te geven dan de cellen onder de diagonaal ($i > j$).

In plaats van uniforme associatie kan verondersteld worden dat de samenhang in de tabel boven de diagonaal hetzelfde is als de samenhang beneden de diagonaal, het zogenaamde model van quasi-symmetrie:

$$\log m_{ij} = u + u_{1(i)} + u_{2(j)} + u_{12(ij)} \quad \text{met restrictie } u_{12(ij)} = u_{12(ji)} \quad (16)$$

Tussen het model van onafhankelijkheid en het verzadigde model is dus een groot aantal modellen denkbaar, waarmee het mogelijk wordt de associatiestructuur in een tabel aan een nauwkeurige analyse te onderwerpen. Nauwkeuriger in ieder geval dan de weergave van de associatiestructuur in één enkele associatiemaat.

Literatuurlijst

- Bertaux, Daniel, Sur l'analyse des tables de mobilité sociale, *Revue Francaise de Sociologie*, 10(1969)448-490
- Bourdieu, Pierre, *Opstellen over smaak, habitus en het veldbegrip*, Amsterdam, Van Genneep, 1989 (vertalingen van teksten die in het Frans tussen 1975 en 1988 verschenen)
- Centraal Bureau voor de Statistiek, *Beroepenclassificatie 1984*, Voorburg, Centraal bureau voor de Statistiek, 1984
- Conen, G.J.M., & F. Huijgen, De kwalitatieve structuur van de werkgelegenheid in Nederland 1960, 1971 en 1977, *Economisch-Statistische Berichten*, 68(1983)361-369, 416-422 en 464-469
- Cowell, Frank, *Measuring inequality*, Oxford, Philip Allan Publ. Ltd., 1977
- Doorn, J.A.A. van, Het probleem van de beroepsstratificatie, *Sociologische Gids*, 2(1955)88-93
- Duncan, Greg J., *Years of poverty, years of plenty*, Ann Arbor Mich., Survey Research Center, 1984
- Erikson, Robert, & John H. Goldthorpe, Communalities and variation in social fluidity in industrial nations, *European Sociological Review*, 3(1987)54-77 and 145-166
- Erikson, Robert, John H. Goldthorpe, Lucienne Portocarero, Intergenerational class mobility in three west european countries, *British Journal of Sociology*, 30(1979)415-441
- Fienberg, S.E., *The analysis of cross-classified categorical data*, Cambridge MA, MIT Press, 1980 (2nd ed.)
- Flap, H.D., & N.D. de Graaf, Sociaal kapitaal en bereikte beroepshoogte, *Mens en Maatschappij*, 60(1985)325-344
- Form, William, On the degradation of skills, *Annual Review of Sociology*, 13(1987)29-47
- Ganzeboom, H., R. Luijkx, J. Dessens, P. de Graaf, N.D. de Graaf, W. Jansen & W. Ultee, Intergenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1970 en 1985, *Mens en Maatschappij*, 62(1987)17-43
- Goldthorpe, John H., *Social mobility and class structure in modern Britain*, Oxford, Clarendon Press, 1980
- Goldthorpe, John H., & Catriona Llewellyn, Class mobility in modern Britain: three theses examined, *Sociology*, 11(1977)257-287
- Goldthorpe, John H., Clive Payne & Catriona Llewellyn, Trends in class mobility, *Sociology*, 12(1978)441-468
- Goodman, L.A., The analysis of cross-classified data: independence, quasi-independence, and interaction in contingency tables with or without missing cells, *Journal of the American Statistical Association*, 63(1968)564-585
- Graaf, Paul M. de, *De invloed van financiële en culturele hulpbronnen in onderwijsloopbanen*, Nijmegen, Instituut voor Toegepaste Sociale Wetenschappen, 1987
- Granovetter, Mark S., *Getting a job, a study of contacts and careers*, Cambridge Mass., Harvard University Press, 1974
- Heath, Anthony, *Social mobility*, Glasgow, Fontana, 1981
- Heek, F. van, *Stijging en daling op de maatschappelijke ladder*, Leiden, Brill, 1945

- Hout, Michael, *Mobility tables*, Beverly Hills, Sage, 1983
- Lenski, Gerhard, Status crystallization, a non-vertical dimension of social stratification, *American Sociological Review*, 19(1954)405-413
- Payne, C.D. (ed.), *The GLIM System*, Oxford, Numerical Algorithms Group, 1985
- Pen, Jan, *Income distribution*, London, Allen Lane The Penguin Press, 1971
- Sixma, Herman, & Wout Ultee, Een beroepsprestigeschaal voor Nederland in de jaren tachtig, *Mens en Maatschappij*, 58(1983)360-382
- Sixma, Herman & Wout Ultee, Trouwpatronen en de openheid van een samenleving, de samenhang tussen de opleidingsniveaus van (huwelijks)partners in Nederland tussen 1959 en 1977, *Mens en Maatschappij*, 58(1983)109-131 (aangehaald als Sixma & Ultee 1983a)
- Stadt, H. van de, A. ten Cate, A.J. Hundepool & W.J. Keller, *Koopkracht in kaart gebracht; een statistiek van de inkomensdynamiek*, 's-Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1986
- Theeuwes, J., M. Kerkhofs & M. Lindeboom, *Toestanden, overgangen en duren op de Nederlandse arbeidsmarkt 1980-1985*, 's-Gravenhage, OSA, 1988
- Tulder, J.M.M. van, *De beroepsmobiliteit in Nederland van 1919 tot 1954*, Leiden, Stenfert Kroese, 1962
- Ultee, Wout, Is onderwijs een positioneel goed? Een empirische beproeving van alternatieve hypothesen over de samenhang tussen onderwijs en beroepshoogte, *Mens en Maatschappij*, 48(1978)83-102 (boekaflevering)
- Ultee, Wout, Verlaagd en verdiept, de lotgevallen van de stratificatieproblematiek sinds het einde der Leidse School, blz. 146-162 in: (red.) A.B. Berends, J. Dronkers, J.K.M. Gevers, J. de Jong-Gierveld & F. Lammertijn, *Sociologisch Jaarboek 1985*, Deventer, Van Loghum Slaterus, 1985
- Ultee, Wout, Hoge werkloosheid en sociale differentiëring, blz. 285-326 in: Sociaal en Cultureel Planbureau, *Sociaal en Cultureel Rapport 1986*, 's-Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1986
- Ultee, Wout, Beyond stratification and mobility; Dutch questions about openness, inequalities and cumulations, pp. 161-191 in: (eds.) W. Jansen, J. Dronkers & K. Verrips, *Similar or different? Continuities in Dutch research on social stratification and social mobility*, Amsterdam, SISWO, 1989
- Ultee, Wout, Jos Dessens & Wim Jansen, Why does unemployment come in couples? An analysis of (un)employment and (non)employment homogamy tables for Canada, the Netherlands and the United States in the 1980s, *European Sociological Review*, 4(1988)111-122
- Ultee, Wout, Jos Dessens & Wim Jansen, Werkloos zijn, werkloos blijven; werk hebben, werk houden? Veertien westerse industrielanden vergeleken naar de mate van uitwisselingsmobiliteit tussen werk en werkloosheid voor de periode 1975-1985, *Mens en Maatschappij*, 58(1988)65-84 (boekaflevering) (aangehaald als Ultee, Dessens & Jansen 1988a)
- Ultee, Wout, & Ruud Luijkx, Intergenerational standard-of-living mobility in nine EEC countries: country characteristics, competitive balance and social fluidity, *European Sociological Review*, 2(1986)191-207