

Intergenerationele opleidingsmobiliteit in Nederland van geboortecohorten 1891-1960

Ganzeboom, H.B.G.; de Graaf, Paul

Published in:
Sociale Wetenschappen

Publication date:
1989

[Link to publication](#)

Citation for published version (APA):
Ganzeboom, H. B. G., & de Graaf, P. M. (1989). Intergenerationele opleidingsmobiliteit in Nederland van geboortecohorten 1891-1960. *Sociale Wetenschappen*, 32(3), 263-278.

General rights

Copyright and moral rights for the publications made accessible in the public portal are retained by the authors and/or other copyright owners and it is a condition of accessing publications that users recognise and abide by the legal requirements associated with these rights.

- Users may download and print one copy of any publication from the public portal for the purpose of private study or research
- You may not further distribute the material or use it for any profit-making activity or commercial gain
- You may freely distribute the URL identifying the publication in the public portal

Take down policy

If you believe that this document breaches copyright, please contact us providing details, and we will remove access to the work immediately and investigate your claim.

INTERGENERATIONELE OPLEIDINGSMOBILITEIT IN NEDERLAND VAN GEBOORTECOHORTEN 1891-1960

H.B.G. Ganzeboom* en P.M. de Graaf*

Samenvatting

Dit artikel analyseert de overdracht van opleidingsniveau van de ene generatie op de andere voor cohorten uit de Nederlandse bevolking geboren tussen 1891 en 1960. We maken gebruik van gegevens uit een veertiental bevolkingssurveys, die betrekking hebben op 11.892 mannen en 10.895 vrouwen. Het patroon van de opleidingsmobiliteit wordt weergegeven met behulp van een eenvoudig loglineair model. De historische veranderingen daarin blijken te beschrijven te zijn als een voortdurende lineaire trend naar meer openheid, waarin geen opmerkelijke discontinuïteiten optreden. De trend naar meer openheid in het mobiliteitspatroon is voor mannen sterker dan voor vrouwen, met als gevolg dat de intergenerationale mobiliteitspatronen van mannen en vrouwen nu meer op elkaar lijken dan in het begin van de eeuw.

Inleiding - de analyse van onderwijsmobiliteit

In het onderzoek naar de intergenerationale overdracht van ongelijkheid staat vanouds de **beroepsmobiliteit** centraal. Daarbij is vooral het verband tussen de beroepsniveaus van vaders en zonen bestudeerd; moeders en -in mindere mate- dochters zijn meestal buiten beschouwing gelaten. Vanaf Sorokin (1927) tot het meer recente werk van Blau & Duncan (1967), Featherman & Hauser (1978) en Goldthorpe (1980) bestaat er een continue stroom van empirische en theoretische studies naar het verschijnsel van deze intergenerationale beroepsmobiliteit. In Nederland is dezelfde lijn te volgen in het werk van de Leidse School (Van Heek, 1945; Van Tulder, 1962) en een aantal recente historisch vergelijkende analyses (Ganzeboom & De Graaf, 1983; Ganzeboom e.a., 1987).

De relatief grote aandacht voor de intergenerationale overdracht van beroepen is terug te voeren op een aantal verschillende overwegingen. Een aantal hiervan is van twijfelachtige waarde. Zo is men bijvoorbeeld in hoofdzaak in het beroep geïnteresseerd, omdat het de 'single best dimension' (Blau & Duncan, 1967: p. 6-7) van sociale ongelijkheid zou zijn. De achterliggende redenering is dat alle ongelijkheden die tussen personen in een samenleving optreden hun weerslag vinden in de positie in de arbeidsverdeling. Een soortgelijke veronderstelling is dat het beroep het criterium zou zijn dat bij uitstek de inhoud en aard van maatschappelijke omgang bepaalt. Het aan het beroep ontleende prestige zou de belangrijkste determinant van algemeen sociaal aanzien zijn en aldus patronen van

aching en minaching bepalen. Ook meent men wel dat het beroep, althans wanneer het in de vorm van klassecategorieën wordt ingedeeld, bij uitstek bepalend is voor politieke posities en gedragingen. De eenzijdige concentratie van het beroepsmobiliteitsonderzoek op mannen en hun vaders werd in het verleden vooral gerechtvaardigd met verwijzing naar het feit dat de positie van de man -zowel in het ouderlijk als in het huidige gezin- het meest bepalend is voor de sociale status van het huishouden, en dat de beroepssituatie van de vrouw daarvan slechts een afgeleide is (Goldthorpe, 1983).

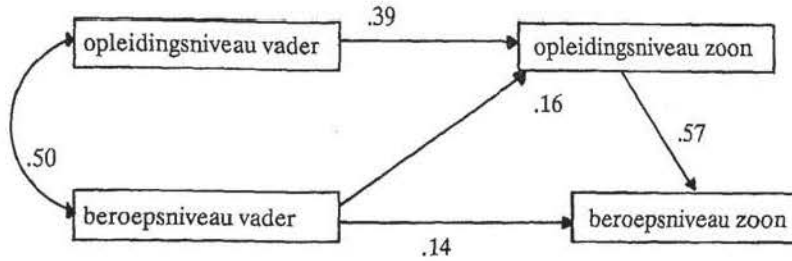
In het hier te rapporteren onderzoek stellen we niet de intergenerationale beroepsmobiliteit, maar de intergenerationale **opleidingsmobiliteit** centraal. Zonder daarmee opnieuw in eenzijdigheid te willen vervallen, zijn een aantal voordelen van onderwijsmobiliteitsgegevens boven beroepsmobiliteitsgegevens te noemen. Deels volgen wij hierin Peschar (1987). Deze voordelen kunnen als volgt worden samengevat.

Ten eerste is empirisch gezien twijfelachtig of, als men al zou zoeken naar een centrale vorm van sociale stratificatie, het beroep inderdaad de meest geëigende kandidaat voor deze rol is. Integendeel, er is materiaal te over dat erop wijst dat niet de beroepspositie, maar het opleidingsniveau hiervoor het meest in aanmerking komt. Zaken als waarden en normen, keuze van partner en vrienden, cognitieve vaardigheden, culturele activiteiten, andere vormen van vrijetijdsgedrag, en het schoolsucces van kinderen blijken steeds weer meer van het opleidingsniveau afhankelijk te zijn dan van het beroep, zelfs als men dit laatste optimaal schaaft (vgl. de aangehaalde literatuur in Ganzeboom, De Graaf & Kalmijn, 1987).

Een tweede, en met het eerste verwante, argument voor het belang van opleidingsmobiliteitsgegevens kan men ontleenen aan de structuur van het statusverwervingsmodel zelf. Figuur 1 geeft een schatting van het klassieke statusverwervingsmodel voor Nederland (De Graaf, 1987). Zoals de meeste modellen van dit type laat ook dit model zien dat de overdracht van de opleidingsposities (in dit geval van vaders en zonen) bij uitstek de motor is van de intergenerationale overdracht van sociale ongelijkheid. Tussen de opleidingsniveaus van beide generaties bestaat een sterke relatie, die in belangrijke mate de vaker onderzochte relatie tussen beroepen van vaders en zonen bepaalt. De relaties in de intergenerationale beroepsmobiliteitstabel zijn grotendeels indirect en zij verlopen via de overdracht van opleidingsniveaus tussen de generaties. Kortom: wil men de aard van de intergenerationale overdracht van sociale ongelijkheid onderzoeken, dan heeft men in de opleidingsmobiliteit de belangrijkste component te pakken. De andere kant van dit argument is dat de relaties in de onderwijsmobiliteitstabel direct en enkelvoudig van aard zijn. De relaties in de beroepsmobiliteitstabel komen daarentegen uit tenminste drie paden tot stand: een schakel van twee paden via het onderwijs en via 'directe' overdracht van beroepen. Omdat deze paden uiteenlopend reageren op exogene condities, is het moeilijk om over het resulterende patroon van beroepsmobiliteit voorspellingen af te leiden.

Figuur 1

Het statusverwervingsmodel voor Nederland in 1977, mannen tussen 25 en 64 jaar.



Bron: De Graaf, 1987, pag. 5; op basis van CBS Leefsituatieonderzoek 1977.

Een derde argument ten voordele van onderwijs- boven beroepsmobiliteitsgegevens is dat zij geen sekse-vertekening vertonen. Omdat vrouwen minder vaak een beroep uitoefenen dan mannen, geven beroepsmobiliteitstabellen tussen vaders (of moeders) en dochters een partieel beeld voor de overdracht van sociale ongelijkheid. Daarentegen hebben alle vrouwen een opleidingsniveau, hetgeen betekent dat men via opleidingsmobiliteit met eenzelfde instrument gegevens over zowel mannen als vrouwen kan analyseren. Dit maakt het ook mogelijk vergelijkingen te maken tussen de mobiliteit van mannen en vrouwen. De sekse-vertekening is overigens niet de enige verontachtzaming die in beroepsmobiliteitsanalyse optreedt: soortgelijke argumenten kunnen worden gegeven voor posities buiten het arbeidsproces van andere groepen dan niet-werkende (huis)vrouwen: werklozen, arbeidsongeschikten en bejaarden.

Een vierde voordeel van onderwijsmobiliteitsgegevens boven de gebruikelijke beroepsmobiliteitsgegevens komt voort uit het feit dat het bereikte onderwijspeil een tamelijk gefixeerd kenmerk in de loopbaan van een persoon is. Wanneer iemand eenmaal een bepaalde leeftijd heeft bereikt (in dit artikel stellen we deze op vijftientig jaar), zal het hoogste bereikte onderwijspeil nog maar weinig verandering ondergaan. Het grote voordeel hiervan is dat gegevens over onderwijsmobiliteit eenduidig in de tijd gefixeerd zijn¹. Dat schept op zijn beurt twee analysemogelijkheden die bij beroepsmobiliteit in mindere mate bestaan. Ten eerste kan men via leeftijdscohorten goed tot historische vergelijkingen komen. Ten tweede kan men de gebeurtenissen in de opleidingsmobiliteit relatief eenduidig in de tijd traceren en aan exogene omstandigheden op dat betreffende tijdstip

(bijv. verandering van het onderwijsbestel) koppelen. Op deze manier komt een tijdreeksdesign voor de analyse van overdracht van sociale ongelijkheid binnen bereik. Bij beroepsmobiliteit is cohortanalyse weinigzeggend, omdat het beroep zich vaak wijzigt tijdens de levensloop. Pas als men beschikt over beroepsgegevens die gefixeerd zijn op een vast punt van de carrière (eerste beroep) of als men gegevens over de gehele beroepsloopbaan heeft, worden cohortvergelijkingen relevant (Blossfeld, 1987).

Voor historische vergelijkingen moet men daarom bij beroepsmobiliteit een beroep doen op de analyse van onderzoeken gehouden op verschillende tijdstippen. Het nadeel hiervan is niet alleen dat zulke gegevens schaars zijn en niet ver terugreiken in de tijd, maar ook dat de gegevens in de beroepsmobiliteitstabel betrekking op gebeurtenissen die op uiteenlopende historische tijdstippen hebben plaatsgevonden en daarom niet eenduidig aan exogene variabelen kunnen worden gekoppeld. Terwijl we in de hierna volgende analyses bijvoorbeeld in staat zijn om te rapporteren over 22.787 mannen en vrouwen geboren in de periode tussen 1891 en 1960, zouden de beroepsmobiliteitsgegevens uit dezelfde databestanden op zijn hoogst bewijsmateriaal opleveren over 10.000 mannen en vrouwen, verdeeld over 14 bevolkingssurveys met een bekend meetmoment, maar met een onbekende 'event'-tijd.

Tenslotte (1970-1986) kan men hier aan toevoegen dat de centrale betekenis van de onderwijsmobiliteit ook haar neerslag heeft gevonden in het overheidsbeleid. Wanneer de overheid al getracht heeft de overdracht van sociale ongelijkheid tussen generaties te bestrijden, heeft zij haar pogingen vooral op het onderwijs gericht.

Kortom, er is een aantal goede redenen om onderwijsmobiliteit centraler op de sociologische agenda te plaatsen. Daaraan willen we in dit artikel een bijdrage leveren. Uiteraard willen we niet argumenteren dat beroepsmobiliteit een irrelevant fenomeen zou zijn. Het beroep is en blijft het kenmerk dat in onze samenleving bepalend blijft voor een groot aantal levenskansen, in het bijzonder voor en via inkomensverwerving. De beroepsmobiliteit kent een aantal aspecten die niet op de opleidingsmobiliteit kunnen worden teruggevoerd: dit is met name het geval voor de directe overdracht van beroep via bezit van ouders op kinderen en voor het verloop van de carrière in de latere levensloop. Niettemin lijkt een sterkere aandacht voor de overdracht van opleidingsniveaus gerechtvaardigd.

Doelstelling

Wij stellen ons in dit artikel ten doel om de intergenerationele onderwijsmobiliteit van de Nederlandse bevolking gedurende een langere periode te analyseren. Ons probleem is eenvoudig beschrijvend: hoe zien de relatieve onderwijskansen van mannen en vrouwen van verschillende herkomst (afgemeten aan vaders opleidingsniveau) eruit en zijn deze in de loop der tijd veranderd? Een meer verklarende analyse, waarin veranderingen in onderwijsmobiliteit in verband wordt

gebracht met externe condities, laten we hier achterwege: we zijn tevreden met het vaststellen van de vaststelling van eventuele sociale veranderingen in Nederland.

Onderzoekopzet en gegevens

Teneinde deze onderzoeksvraag te beantwoorden, hebben we uit een aantal, door verschillende personen en instanties verzamelde, nationale databestanden een groot aantal gegevens over onderwijs en sociale achtergrond bijeengebracht. We hebben ons daarbij gericht op alle ons bekende bestanden met gegevens waarin minimaal het onderwijsniveau van de respondent en het onderwijsniveau van zijn of haar ouders (meestal uitsluitend de vader) is vertegenwoordigd. Tevens diende het geboortjaar en het geslacht van de respondent bekend te zijn. De bestanden staan beschreven in Tabel 1; alle zijn verzameld tussen 1970 en 1986. De analyse wordt beperkt tot respondenten die tenminste 25 jaar oud zijn, hetgeen ertoe heeft geleid dat we geen uitspraken kunnen doen over leeftijdscohorten, geboren na 1960. Zonder deze beperking zou er een selectie op de afhankelijke variabele 'bereikt opleidingsniveau' plaatsvinden, omdat de hoogste opleidingsniveau pas op ongeveer 25-jarige leeftijd worden afgesloten. Belangrijker dan het tijdstip van dataverzameling is uiteraard de periode die de onderzochte onderwijsloopbanen hebben bestreken. De oudste in onze analyse betrokken personen zijn geboren in 1891; de eersten uit dit cohort die hun opleiding afronden, deden dat al voor 1900. De jongste personen in de analyse zijn geboren in 1960 en komen net uit het onderwijs. Omdat zowel de alleroudsten als de allerjongsten schaars vertegenwoordigd zijn in onze gegevens, hebben onze uitspraken vooral betrekking op maatschappelijke veranderingen in de periode van 1900 tot 1980. Teneinde de tabelanalyse te vergemakkelijken hebben we de personen opgedeeld in veertien geboortecohorten met een breedte van vijf jaar; het oudste cohort is geboren tussen 1891 en 1895, het jongste tussen 1956 en 1960. In Tabel 2 kunnen de aantallen mannen en vrouwen per geboortecohort worden afgelezen.

In de verschillende onderzoeken zijn uiteenlopende categoriseringën gebruikt voor de bereikte opleidingsniveaus. Soms verschillen ook de coderingen voor vader en onderzoekspersoon binnen één onderzoek. Om de coderingen vergelijkbaar te maken is gezocht naar een grootste gemene deler, die gevonden is in een opdeling in vier categorieën. Deze indeling komt overeen met de door Peschar (1987) gebruikte en lijkt sterk op de niveau-indeling, zoals toegepast in de zogenaamde S.O.I.-1978 (Standaard Onderwijs Indeling; CBS, 1986). De S.O.I. kent zes niveaus, waarvan wij zowel de onderste als de bovenste twee hebben samengevoegd. Alleen onderwijs dat is afgesloten met een diploma is meegeteld. De indeling ziet er als volgt uit:

1. Minder dan lager onderwijs en lager onderwijs (S.O.I. niveaus 1 en 2).
2. Lager algemeen voortgezet onderwijs en lager (S.O.I. niveau 3) beroepsvoorbereidend onderwijs.

Tabel 1
Beschrijving van de gebruikte gegevensbestanden.

Titel van het onderzoek (onderzoeker, nr. Steinmetzarchief)	Jaar	Aantal individuen in de analyse	
Progressiviteit and Conservatisme (Middendorp, P0079)	1970	1114	(4.9%)
Nationaal Kiezers Onderzoek 1970 (Stouthardt e.a., P0136)	1970	972	(4.3%)
Participatie-onderzoek (Werkgroep Nationaal Kiezers Onderzoek, P0355)	1971	731	(3.2%)
Leefsituatieonderzoek 1974 (CBS, P0210)	1974	3515	(15.4%)
Inkomensonderzoek 1976 (Hermkens & Van Wijngaarden, P0653)	1976	683	(3.0%)
Leefsituatieonderzoek 1977 (CBS, P0328)	1977	3067	(13.5%)
Nationaal Kiezers Onderzoek 1977 (Werkgroep Nationaal Kiezers Onderzoek, P0354)	1977	1467	(6.4%)
Political Action (Barnes & Kaase, P0322)	1979	1083	(4.8%)
Prestige en mobiliteit (Ultee & Sixma, P0839)	1982	565	(2.5%)
Nationaal Programma Arbeidsmarkt Onderzoek (Heinen & Maas, P0748)	1982	1593	(7.0%)
Leefsituatieonderzoek 1983 (CBS, P0761)	1983	3098	(13.6%)
Inkomensonderzoek 1985 (Hermkens, niet in Steinmetz- archief)	1985	674	(3.0%)
Organisatie Strategisch Arbeidsmarktonderzoek (OSA, niet in Steinmetzarchief)	1985	2991	(13.1%)
Nationaal Kiezers Onderzoek 1986 (Van der Eijk e.a., P0866A)	1986	1234	(5.4%)
Totaal		22787	(100%)

Tabel 2
Aantallen naar geboortecohort en sekse.

geboortecohort	mannen	vrouwen
1891 - 1895	89	96
1896 - 1900	184	202
1901 - 1905	323	382
1906 - 1910	429	513
1911 - 1915	601	598
1916 - 1920	749	708
1921 - 1925	1017	915
1926 - 1930	1100	1037
1931 - 1935	1273	1020
1936 - 1940	1330	1110
1941 - 1945	1548	1322
1946 - 1950	1626	1437
1951 - 1955	1037	984
1956 - 1960	586	571
Totaal	11892	10895

3. Uitgebreid algemeen voorgezet onderwijs en middelbaar beroepsvoorbereidend onderwijs (S.O.I niveau 4).
4. Hoger beroepsonderwijs en wetenschappelijk onderwijs (S.O.I. niveaus 5 en 6).

In het eerste niveau zijn die personen ingedeeld die niet verder zijn gekomen dan het lager onderwijs, ofwel basisonderwijs, en die dus geen enkel diploma hebben behaald. Jammer genoeg is het niet mogelijk deze groep nader op te delen naar mate van gealfabetiseerdheid, wat waarschijnlijk wel wenselijk zou zijn. Omdat het leeuwedeel van de respondenten in de oudere leeftijdsgroepen, en dus zeker hun vaders, in de categorie 'uitsluitend lager onderwijs' valt, zal er heel wat variatie in alfabetisme binnen deze groep zijn.

Het tweede niveau bestaat uit opleidingen in het beroepsvoorbereidend en algemeen voortgezet onderwijs die kunnen worden gevolgd direct na de lagere school, met een maximale duur van vier jaren. Dit bestaan uit het lager beroepsonderwijs (LBO), het MULO en meer recent het LAVO en het MAVO.

In het derde niveau zijn personen ingedeeld die een diploma in de middelbare vormen van het voortgezet onderwijs hebben behaald (Gymnasium, MMS, HBS, HAVO, Athenaeum, VWO) hebben behaald of die een diploma in het middelbaar beroepsgericht onderwijs (bijvoorbeeld MTS of MEAO) hebben bereikt.

Het vierde en hoogste niveau bestaat uit opleidingen in het tertiair onderwijs; dat zijn het hoger beroepsonderwijs (zoals HTS, HEAO, MO-akten) en het wetenschappelijk onderwijs.

Op basis van de, per onderzoek wisselende, gedetailleerde onderwijsindeling zijn de respondenten en hun vaders in deze vier categorieën ingedeeld en zijn de vier-bij-vier kruistabellen samengesteld, afzonderlijk voor mannen en vrouwen. In totaal analyseren we daarmee twee keer veertien tabellen, op basis waarvan trends in de intergenerationele onderwijsmobiliteit in Nederland kunnen worden bepaald. De tabellen zijn weergegeven in de Appendix.

Modellen

Analoog aan de analyse van beroepsmobiliteit (Ganzeboom e.a., 1987) zullen we bij de analyse van onderwijsmobiliteit gebruik maken van loglineaire analyse. Het model dat we hiervoor zullen gebruiken is het optimale schalingsmodel II van Goodman (1979): hierbij worden de categorieën zo geschaald dat de gehele associatie kan worden samengedrukt in één getal. Daarnaast wordt een afzonderlijke parameter geschat voor de relatieve dichtheden op de diagonaal van de tabel:

$$\ln(F_{ij}) = O_i + D_j + U \cdot U_i \cdot U_j + DIA_i \quad (1)$$

Hierbij zijn F_{ij} de vanuit het model verwachte frequenties. O_i en D_j zijn verzamelingen parameters om de marginale verdelingen van de tabellen exact te reconstrueren. De term $U \cdot U_i \cdot U_j$ bestaat uit een algemene associatiecoëfficiënt U en categorieschalings U_i en U_j , die zodanig bepaald worden dat het model gegeven frequenties optimaal reproduceert. Deze schalingen zijn gecentreerd rond 0 en hebben variantie 1. Dit zorgt ervoor dat de verwachte waarde F_{ij} kleiner is voor cellen die grotere mobiliteit voorstellen. Wanneer we even afzien van de invloed van de DIA_i -parameters, leidt formule (1) tot de volgende (gelogaritmiseerde) kruisverhouding ('log odds ratio') van de onder het model verwachte frequenties.

$$\ln \frac{F_{ij} \cdot F_{i^1j^1}}{F_{ij^1} \cdot F_{i^1j}} = U \cdot (U_i - U_j^1) \cdot (U_j - U_j^1)$$

Dit type modellen wordt veelal aangeduid als geschaalde (quasi-)uniforme associatie-modellen. Dat wil zeggen dat de associatie in de tabel (kruisverhouding) van de verwachte frequenties in de gehele tabel beschrijft. Het is daarbij gebruikelijk te veronderstellen dat rijen en kolommen dezelfde schalingen hebben: $U_i = U_j$. Een bijzonder geval ontstaat als $U_i = U_j = 1$, dit is waarin alle categorieën **gelijk geschaald** zijn: dit is het gewone quasi-uniform associatie-model. De parameters DIA_i zorgen ervoor dat de cellen op de diagonaal van de tabel afgezonderd worden. De dichtheid in deze cellen is vaak veel groter dan men op basis van de andere componenten van het model zou verwachten en verschilt bovendien, in het geval van beroepsmobiliteit, tussen categorieën. Indien geldt dat alle DIA_i aan elkaar gelijk zijn (de oververtegenwoordiging in alle diagonaalcel-

len is gelijk; dit zal het geval blijken te zijn voor opleidingsmobiliteit), zullen we naar deze parameter refereren aan DIA (zonder subscript).

De verschillen tussen de modellen zullen worden geëvalueerd met behulp van de Bayesian Information Coefficient BIC (Raftery, 1986), die behalve de likelihood ratio chi-kwadraat en het aantal vrijheidsgraden ook met het (grote) aantal cases rekening houdt. Modellen met de laagste BIC zijn te prefereren.

Analyse: resultaten

Onze analyse splitsen we op in twee delen, die beide worden beschreven in Tabel 3. Het eerste deel dient om een goed passend model voor de associatie te vinden, het tweede deel om de verschillen tussen de cohorten te analyseren.

De modellen onder panel A hebben betrekking op twee tabellen (een voor mannen en een voor vrouwen) geaccumuleerd over de veertien cohorten. We berekenen hiervoor steeds twee parallelle modellen: beide zijn uniforme associatiemodellen. Voor de modellen in de linkerkolom gaan we daarbij echter uit van **gelijke afstanden** ($U_i = U_j = \text{constant}$) tussen opleidingscategorieën, bij de rechterkolom van **optimaal geschaalde** ($U_i = U_j$) opleidingscategorieën. De verschillen tussen de modellen in de verschillende rijen zitten in de behandeling van de diagonaalcellen en de verschillen tussen mannen en vrouwen. Model A.1 berekent het gewone quasi-uniforme associatiemodel per tabel, waarbij de associatiecoëfficiënt U en de immobiliteitscoëfficiënten DIA_i verschillen tussen de seksen. In model A.2 wordt een eerste vereenvoudiging doorgevoerd met betrekking tot de dichtheden op de diagonaal: deze worden gesplitst in een patroon dat verschilt tussen de onderwijscategorieën en een coëfficiënt die een algemeen verschil tussen mannen en vrouwen weergeeft. Dit blijkt een verbetering op te leveren. In A.3 wordt de veronderstelling verlaten dat mannen en vrouwen verschillen in immobiliteit: ook dit is goed verenigbaar met de gegevens. Tot op dit punt blijkt er nauwelijks verschil tussen de modellen met optimale schalingen en de modellen met gelijke schalingen. Het voordeel van optimale schaling komt echter pregnant naar voren in model A.4, waarbij we de veronderstelling van ongelijke immobiliteit voor de verschillende onderwijscategorieën loslaten. Het model met gelijke schaling van categorieën voldoet niet meer, maar dat met optimale schaling geeft -volgens het BIC-criterium- een duidelijke verbetering van het model. In de modellen A.5 en A.6 worden de seksespecifieke verschillen in respectievelijk de algemene immobiliteitsparameter DIA en de algemene associatieparameter U verwijderd. Ook dit verslechtert de fit niet: volgens deze analyse treedt er geen enkele verschil tussen mannen en vrouwen aan de dag. In model A.7 wordt nog de overgebleven algemene immobiliteitsparameter DIA verwijderd, maar dit verslechtert de fit wel significant. Er zijn derhalve drie componenten nodig om het associatiepatroon in intergenerationele beroepsmobiliteit te beschrijven: (a) de optimale schaling $U_i (= U_j)$ van de categorieën, (b) een algemene associatieparameter U , en (c) een algemene immobiliteitsparameter DIA die aangeeft dat de

Tabel 3

Loglineaire modellen voor intergenerationale opleidingsmobiliteit in Nederland, geboortecohorten 1891-1960.

A: Modellen voor de aard van de associatie

				gelijke schaling:			optimale schaling:		
				NDF	L ²	BIC	NDF	L ²	BIC
(A.1)	(O+D)*S	+ DIA _i *S	+ U*S	8	61.0	-19.3	6	58.9	-1.2
(A.2)	(O+D)*S	+ DIA _i	+ DIA*S	11	68.7	-41.7	9	66.0	-23.7
(A.3)	(O+D)*S	+ DIA _i	+ U*S	12	70.2	-50.3	10	68.6	-31.8
(A.4)	(O+D)*S		+ DIA*S	14	167.5	27.0	12	83.0	-37.4
(A.5)	(O+D)*S		+ DIA	15	167.9	17.4	13	85.8	-44.7
(A.6)	(O+D)*S		+ DIA	16	168.1	7.6	14	86.0	-54.5
(A.7)	(O+D)*S		+ U	17	373.8	203.2	15	220.6	70.1

B: Modellen voor verschillen in associatie tussen geboortecohorten

				mannen:			vrouwen:		
				NDF	L ²	BIC	NDF	L ²	BIC
(B.1)	(O+D)*T	+ U*T	+ DIA*T	96	162.4	-738.2	96	136.4	-756.0
(B.2)	(O+D)*T	+ U*T	+ DIA*Y	108	170.2	-843.2	108	147.0	-847.0
(B.3)	(O+D)*T	+ U*T	+ DIA	109	171.2	-851.6	109	156.1	-857.2
(B.4)	(O+D)*T	+ U*Y	+ DIA	121	176.9	-958.5	121	176.4	-948.4
(B.5)	(O+D)*T	+ U	+ DIA	122	210.7	-934.1	122	190.5	-943.7

O = oorsprong; D = bestemming; S = sekse; DIA_i = immobiliteitsparameters voor afzonderlijke diagonaalcellen; DIA = algemene immobiliteitsparameter; T = cohort nominaal; U = algemene associatieparameter; Y = cohort lineair; NDF = aantal vrijheidsgraden; L² = likelihood ratio (chi kwadraat verdeeld); BIC = Bayesian Information Coefficient (Raftery, 1986). De modellen in Panel B zijn geschat met gefixeerde (optimale) categorie-schalingen.

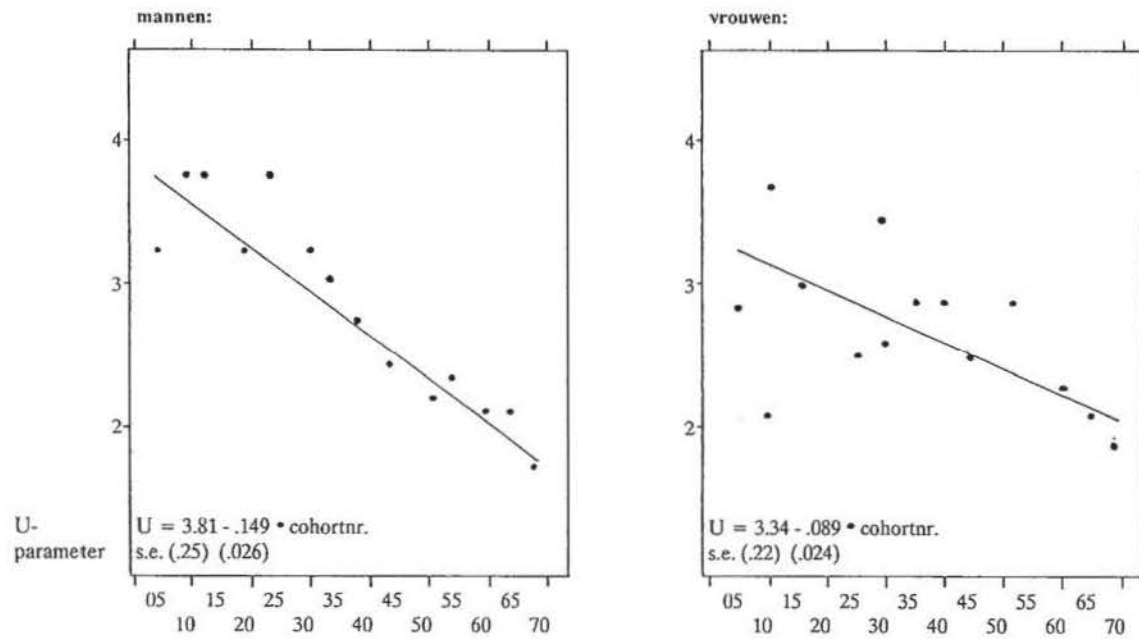
cellen waar-in mensen zitten met dezelfde opleiding als hun ouders een uitzondering vormen op het associatiepatroon. De bij model A.6 behorende optimale schalingen U_i voor de vier onderwijscategorieën zijn: -0.717, -.156, .238 en .636. De verschillen ten opzichte van gelijke schaling zijn niet erg groot: ze geven voornamelijk aan dat de afstand tussen lager onderwijs en alle overige opleidingsniveaus groter is dan tussen de overige categorieën. De waarde van de algemene associatieparameter in model A.6 is 2.713 en die van de algemene immobiliteitsparameter DIA is 0.250. Dit betekent dat de kansen op mobiliteit afnemen met de af te leggen afstand, maar dat, gegeven dit verschijnsel, de kansen om in precies dezelfde categorie als de vader terecht te komen, relatief groot zijn.

De modellen in Panel B van Tabel 3 bekijken in hoeverre er een trend optreedt tussen de verschillende cohorten. Deze analyse heeft betrekking op 2*14 tabellen, die afzonderlijk voor mannen en vrouwen worden geanalyseerd.

Model B.1 is hetzelfde als model A.6, maar nu geschat per cohort, met voor elk van de veertien cohorten een afzonderlijke algemene associatieparameter U en een afzonderlijke algemene immobiliteitsparameter DIA. In de volgende modellen streven we vereenvoudiging van dit model na door de verschillen tussen de cohorten in een lineaire trend of een gelijkstelling samen te vatten. Model B.2 schat een lineaire trend voor de algemene mobiliteitsparameter DIA. Model B.3 verwijdert deze trend en stelt de parameter DIA gelijk tussen de cohorten. Dit levert geen verslechtering van het model op². Model B.4 en model B.5 doen dezelfde stappen voor de algemene associatieparameter U. Zowel voor mannen als voor vrouwen zien we dat het schatten van de lineaire trend een modelverbetering levert, terwijl het gelijkstellen van de parameter U tussen de cohorten juist een verslechtering oplevert. Er is dus voor beide geslachten sprake van een historisch verandering. De aard van de verandering kan worden afgelezen uit Figuur 2, waarin de associatiecoëfficiënten uit model B.3 zijn uitgezet tegen de tijd waarin het betreffende cohort 14 jaar oud was, en waarin ook de lineaire trend uit model B.4 is getekend. Voor beide seksen treedt er een scherpe daling van de associatiecoëfficiënt op, die erop duidt dat de kansen op intergenerationele opleidingsmobiliteit in Nederland in deze eeuw behoorlijk zijn toegenomen. Voor mannen neemt de onder het model verwachte waarde van de associatieparameter af van 3.81 voor de oudste cohort en 2.18 voor de jongste cohort. De standaardfouten van de geschatte vergelijkingen duiden aan dat de mate van daling van associatie significant tussen de geslachten verschilt en voor vrouwen minder snel is verlopen dan voor mannen. Kortom, de trend is voor mannen duidelijker dan voor vrouwen, maar treedt in beide gevallen aan het licht. Het door het model gegenereerde patroon van verwachte frequenties wordt nader toegelicht in Appendix B.

Figuur 2

Intergenerationele opleidingsmobiliteit in Nederland, cohorten geboren tussen 1891 en 1960; associatieparameters U uit model B.3 en lineaire trend uit model B.4.



De cohorten zijn geschaald naar het jaartal dat zij (gemiddeld) 12 jaar oud waren.

Conclusies en discussie

Onze analyse van intergenerationele onderwijsmobiliteit in Nederland, voor mannen en vrouwen, geboren tussen 1891 en 1960, heeft de volgende conclusies opgeleverd:

- a. Het patroon van onderwijsmobiliteit kan met een eenvoudig loglineair model worden beschreven, zeker in vergelijking met wat bij de modellering van beroepsmobiliteit gebruikelijk is. Men kan dit patroon goed samenvatten via een optimale schaling van de categorieën, één algemene associatiecoëfficiënt en één algemene immobiliteitsparameter. Verschillen tussen de cohorten laten zich zelfs samenvatten via slechts één coëfficiënt, namelijk de algemene associatieparameter³.
- b. Er treedt een zeer duidelijke trend naar grotere relatieve mobiliteit aan de dag, welke linear verloopt. Deze conclusie, dat de Nederlandse samenleving in de twintigste eeuw een ontwikkeling naar meer openheid heeft doorgemaakt, stemt goed overeen met de resultaten van vergelijkbare grootschalige analyses van intergenerationele beroepsmobiliteit in Nederland (Ganzeboom & De Graaf, 1983; Ganzeboom e.a., 1987), en met de conclusies uit een historische vergelijking naar trouwpatronen (Sixma & Ultee, 1983).

Wellicht ten overvloede wijzen we op een aantal sterke punten van de door ons bijeen gebrachte dataset en gebruikte analysetechnieken. Het gaat om een grootschalige analyse op basis van een aanzienlijk aantal (veertien) primaire databronnen. Omdat de door ons geconstateerde trend cohortgewijs optreedt, en deze cohorten op basis van verschillende databronnen zijn samengesteld, is het onaanvaardig dat ze zou kunnen worden teruggevoerd op de eigenaardigheden die (mogelijk) aan de primaire surveys kleven: zulke vertekeningen worden door het onderzoeksdesign tot random storingen gemaakt. Ook wijzen we met nadruk op het grote aantal individuen (22.787) waarover we gegevens bijeen hebben gebracht. De door ons geconstateerde trend naar meer openheid zou met een kleinere proefgroep zeker niet zo duidelijk naar voren zijn getreden. Hierin ligt naar onze opinie het verschil met de conclusies die Peschar (1987) die de opleidingsmobiliteit van mannen en vrouwen in Nederland vergelijkt tussen cohorten en met soortgelijke geboren tussen 1925 en 1955, heeft getrokken op basis van het NPAO materiaal, dat slechts 7% van in dit artikel gebruikte data uitmaakt (Tabel 1).

Ons materiaal heeft echter ook enige nadelen. Deze zijn met name hierin gelegen dat men met behulp van dit soort gegevens wel relatief ver kan terugkijken in het verleden, maar dat het moeilijker is om korter terug gelegen ontwikkelingen op te sporen. Om naar afgeronde schoolloopbanen te kunnen kijken, dient een geboortecohort tenminste 25 jaar oud te zijn. Stelt men de leeftijd waarin de cruciale beslissingen over de onderwijsloopbaan worden genomen op 12 à 15 jaar, dan betekent dit dat men minimaal 10 jaar achter de feiten aanloopt. In werkelijkheid is deze periode nog wat langer, omdat de gestelde termijn (25 jaar als leeftijd

om op zijn laatst de opleiding af te ronden) aan de krappe kant genomen is en er over jongste cohorten nu eenmaal slechts in de nieuwste surveys gegevens aanwezig zijn. Dit alles betekent dat onze conclusies grotendeels betrekking hebben op ontwikkelingen binnen de pre-Mammoet generaties. Voor een analyse van recentere ontwikkelingen is het volgen van de doorstroompercentages van een geboortecohort binnen de schoolloopbaan (Vroomans & Dronkers, 1986) meer geëigend. We wijzen er echter op dat die methode weer geen betrekking heeft op het uiteindelijk behaalde eindniveau en daarom slechts een partieel beeld kan bieden. Wie lange termijn ontwikkelingen in onderwijsmobiliteit wil volgen (of wie het effect van onderwijsbeleid wil toetsen) moet een flinke tijd geduld hebben alvorens tot conclusies te kunnen komen.

Noten

- * Beide auteurs zijn verbonden aan de vakgroep Empirisch-Theoretische Sociologie van de Rijksuniversiteit Utrecht, respectievelijk op basis van een Huygensstipendium (NWO C50.293) en als Academie-onderzoeker (KNAW). Een eerste versie van dit artikel kwam tot stand ter gelegenheid van een bijeenkomst van de Werkgroep OOMO ter bespreking van Peschars "Zo vader - zo zoon, zo moeder - zo dochter?". Onze dank gaat uit naar de onderzoekers en onderzoeksinstanties die de hier gebruikte gegevens hebben verzameld en voor onze analyses ter beschikking hebben gesteld, alsmede naar de hierbij door het Steinmetzarchief verleende diensten.
1. Merkwaardig genoeg noemt Peschar (1987: p. 80-81) dit een nadeel van de analyse van opleidingsmobiliteit ten opzichte van beroepsmobiliteit.
 2. De conclusie dat er geen enkele trend optreedt in de parameter DIA zou echter onjuist zijn. De betreffende coëfficiënt in model B.2 is weliswaar niet significant, maar wel negatief van teken. Zij stemt daarmee in richting volledig overeen met de geobserveerde trend in associatie U en wordt daarom goed meegenomen in het trendmodel voor deze parameter in B.4.
 3. De conclusie die men op basis van een loglineaire analyse van deze gegevens trekt, verschillen daarom niet sterk van de conclusies die men op basis van regressie-analyse zou trekken. Het belang hiervan is dat onderwijsmobiliteit zonder veel verlies aan informatie ook met de vertrouwde technieken als regressie-analyse te modelleren zou zijn. Dit betekent dat een multivariate analyse van dit soort gegevens betrekkelijk eenvoudig kan worden uitgevoerd. De ontwikkelingen in effecten van opleidingen en beroepen van beide ouders, alsook de verschillen die daarin tussen mannen en vrouwen optreden, kunnen op die manier gemakkelijk worden onderzocht. Dat zal dan ook onze volgende stap (Ganzeboom en De Graaf, 1989) zijn.

Literatuur

- Blau, P.M. & O.D. Duncan (1967),
The American occupational structure, New York: Wiley.
- Blossfeld, H.P. (1987),
'Career opportunities in the Federal Republic of Germany: a dynamic approach to the study of life-course, cohort and period effects', *European Sociological Review* 2: pp. 208-225.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (CBS) (1986),
Standaard Onderwijs Indeling SOI-1978, editie 1986, Den Haag: Staatsuitgeverij.
- Featherman, D.L. & R.M. Hauser (1978),
Opportunity and change, New York: Academic Press.

- Ganzeboom, H.B.G. & P.M. de Graaf (1984),
 'Beroepsmobiliteit tussen generaties in Nederland in 1954 en 1977', *Mens en Maatschappij*, 58, pp. 28-52.
- Ganzeboom, H.B.G., R. Luijckx, J. Dessens, W. Jansen, N.D. de Graaf, P.M. de Graaf & W.C. Ultee (1987),
 'Intergenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1970 en 1985', *Mens en Maatschappij*, 62: pp. 17-43.
- Ganzeboom, H.B.G., P.M. de Graaf & M. Kalmijn (1987),
 'De culturele en economische dimensie van beroepsstatus', *Mens en Maatschappij*, 62: pp. 153-175.
- Goldthorpe, J. H. (1980),
Social mobility and class structure in modern Britain, Oxford: Clarendon Press.
- Goldthorpe, J.H. (1983),
 'Women and class analysis: in defence of the conventional view', *Sociology*, pp. 465-488.
- Goodman, L.A. (1979),
 'Multiplicative models for the analysis of occupational mobility tables and other kinds of cross-classification tables', *American Journal of Sociology*, 84: pp. 804-819.
- Graaf, P.M. de (1987),
De invloed van financiële en culturele hulpbronnen in schoolloopbanen, Nijmegen: ITS.
- Heck, F. van (1945),
Stijging en daling op de maatschappelijke ladder: een onderzoek naar de verticale sociale mobiliteit, Leiden: Brill.
- Peschar, J. (1987),
Zo vader - zo zoon, zo moeder - zo dochter? Vergelijkende analyses naar de processen van statusverwerving en onderwijsmobiliteit in Nederland, Hongarije en Polen, Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Raftery, A. (1986),
 'Choosing models for cross-classifications', *American Sociological Review* 51: pp. 145-146.
- Sixma, H. & W.C. Ultee (1984),
 '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, pp. 108-131.
- Sorokin, P. (1927),
Social [and cultural] mobility, London, 1959 [1927].
- Tulder, J.J.M. van (1962),
Sociale stijging en daling in Nederland III, de beroepsmobiliteit in Nederland van 1919 tot 1954. Een sociaal-statistische studie. Leiden: Stenfert-Kroese.
- Vroomans, C. & J. Dronkers (1986),
 'Changing educational attainment processes: some evidence from the Netherlands', *Sociology of Education*, 59: pp. 69-78.

Appendix

Onderwijsmobiliteitstabellen naar geboortecohort en sekse; respondenten rijgewijs, vaders kolomsgewijs.

mannen:																			
1891-1895:				1896-1900:				1901-1905:				1906-1910:				1911-1915:			
64	0	1	0	126	1	1	0	179	2	0	1	205	6	1	0	262	5	2	0
11	1	1	0	31	1	2	0	64	8	1	0	119	11	2	1	154	26	3	1
6	0	1	1	8	2	4	1	30	7	6	5	34	8	7	3	65	17	15	3
1	0	1	1	3	1	1	2	8	6	3	3	16	8	4	4	20	5	7	16
1916-1920:				1921-1925:				1926-1930:				1931-1935:				1936-1940:			
282	9	4	0	293	17	6	1	258	17	4	1	296	17	9	1	211	15	10	1
206	34	10	3	282	51	13	6	302	49	13	4	310	63	23	8	334	98	25	10
83	22	19	6	146	44	38	5	178	54	45	7	215	64	47	17	234	89	57	18
27	9	20	15	37	18	28	32	68	44	14	42	81	50	35	37	80	71	32	45
1941-1945:				1946-1950:				1951-1955:				1956-1960:							
205	24	9	4	159	17	16	1	96	15	7	3	26	8	3	1				
372	130	26	5	334	143	33	11	164	72	25	5	80	46	22	7				
269	120	78	21	294	155	114	25	179	120	88	29	91	78	48	24				
101	67	54	63	96	84	76	68	57	75	51	51	35	40	34	43				
vrouwen:																			
1891-1895:				1896-1900:				1901-1905:				1906-1910:				1911-1915:			
71	6	2	0	149	5	3	0	255	10	1	4	328	8	4	1	354	22	8	5
9	3	0	0	19	4	2	0	41	17	3	3	69	16	5	7	88	21	7	5
1	0	1	1	9	2	2	0	12	8	6	12	21	15	9	7	30	9	18	7
1	0	0	1	5	0	1	1	2	3	0	5	11	2	5	5	8	3	6	7
1916-1920:				1921-1925:				1926-1930:				1931-1935:				1936-1940:			
383	17	4	5	439	27	8	0	440	27	9	1	328	29	13	0	249	34	9	3
137	29	16	3	202	50	22	7	251	48	24	16	278	80	23	16	329	101	40	13
47	12	15	9	58	30	26	14	77	35	34	19	97	34	39	16	117	56	49	18
12	6	6	7	9	2	6	15	19	8	10	19	13	11	16	27	21	23	25	23
1941-1945:				1946-1950:				1951-1955:				1956-1960:							
208	27	4	3	191	37	8	3	97	24	8	1	40	12	5	2				
453	131	39	15	436	137	44	19	168	80	38	7	75	57	14	8				
135	80	68	32	178	101	94	32	155	112	72	38	104	67	52	20				
32	33	29	33	44	39	33	41	39	52	47	46	29	30	29	27				

Geaccumuleerde tabellen over alle geboortecohorten:

mannen:				vrouwen:			
2662	153	73	14	3532	285	86	28
2763	733	199	61	2555	774	277	119
1832	780	567	165	1041	561	485	225
630	478	360	422	245	212	213	257