

Onderwijs over de grenzen?

Een vergelijkende analyse naar de veranderende rol van onderwijs in de sociale reproductie in Nederland en Polen

Bogdan W. Mach en Jules L. Peschar*

Summary

Education across the border? A comparative analysis into the changing role of education in social reproduction in the Netherlands and Poland

One of the functions of education is transmitting social reproduction from one generation to the next one. Especially interesting are comparisons between systems with and without explicit educational reforms, introduced to reduce social inequality. In research it is often reported that the link between education and occupation is extremely strong in socialist countries, compared to western countries. It is thus concluded that the reproduction chain has been effectively influenced. However, such conclusions are largely based on research that lack a time dimension or relate only to 'post-revolution' cohorts. Thus no conclusions can be drawn with regard to the consequences of social reforms and the transition to socialism. This issue is tested in a cohort analysis of 1981 data from the Netherlands and 1982 data from Poland. The main methods of analysis are multiple regression techniques and log-linear models.

1. Inleiding

In de studie naar processen van sociale mobiliteit, status-allocatie en sociale ongelijkheid speelt het onderwijs een belangrijke rol. Enerzijds zijn het af-

* Bogdan W. Mach, Institute of Philosophy and Sociology, Polish Academy of Sciences, Warsaw, Poland.

Jules L. Peschar, Sociologisch Instituut, Rijksuniversiteit Groningen, Groningen.

Een eerdere versie van deze bijdrage werd gepresenteerd op de conferentie 'Societies at Borderlines: Social Structure and Social Consciousness in Eastern and Western Europe', Graz, Oostenrijk, 22-23 oktober 1987.

De auteurs danken Diny Hollman-Borsjé voor haar kritische opmerkingen en redactionele bijdrage.

hankelijke variabelen die worden beïnvloed door sociale factoren. Anderzijds zijn het causale factoren die veranderingen in de structuur aanbrengen (met name voor wat betreft de toewijzing aan socio-economische posities). Deze tweezijdige rol van het onderwijs impliceert dat onderwijs een belangrijke interveniërende factor is in de transmissie van ongelijkheid tussen generaties. Het ligt dan ook voor de hand dat, wanneer we het proces van status-allocatie willen beïnvloeden, opleiding wordt beschouwd als het geëigende aangrijpingspunt. Dit geldt zowel voor die situaties waarin het de bedoeling is de relatie tussen sociaal milieu en opleiding te verzwakken, als wanneer het doel is de relatie opleiding - beroep te versterken. De meeste onderwijshervormingen van de laatste decennia zijn geïnspireerd door dergelijke ideeën.

Het is echter de vraag, of de beschikbare resultaten van empirisch onderzoek naar status-allocatieprocessen de verwachte daling in ongelijkheid van onderwijskansen en sociale kansen heeft aangetoond.

Hoewel grootscheepse onderwijshervormingen een vrijwel wereldwijd fenomeen zijn sinds de tweede wereldoorlog, zijn ze het meest uitgesproken in landen met een staatssocialisme. Het is daarom vooral relevant om de parameters van het status-allocatieproces van westerse landen te vergelijken met die van landen met een staatssocialisme, wanneer daarbij een wat langere periode in beschouwing genomen wordt.

Dobson (1977) bespreekt de tegengestelde visies van Sovjet- en westerse onderzoekers wat betreft de rol van opleiding in het status-allocatieproces. Hoewel zij overeenstemmen in hun mening over het algemene belang van onderwijs, leggen zij de accenten bij twee verschillende punten. Onder het staatssocialisme, zo benadrukken de Sovjet-sociologen, hebben mensen van verschillende sociale achtergrond meer gelijke toegangskansen tot het onderwijssysteem gekregen dan in de westerse landen het geval is. De westerse onderzoekers richten hun aandacht meer op het verband tussen opleiding en beroep dan op de relatie sociale achtergrond - opleiding. Zij stellen dat een mogelijk sterker verband tussen opleiding en beroep in landen met een socialisme wellicht eerder duidt op een hoog niveau van formele meritocratie dan op werkelijke meritocratie. Volgens dit gezichtspunt hoeft het dus geen verbazing te wekken dat in dergelijke landen, waar bijna iedereen door de staat te werk is gesteld, opleiding belangrijker is. In deze opvatting zijn het, meer dan enige vorm van socialisme, vooral de staatsbureaucratie en de staatspenetratie, die ertoe leiden dat er in landen met een staatssocialisme een sterkere band bestaat tussen opleiding en beroep.

Niettemin concludeerde Dobson in 1977: 'It has yet to be demonstrated, however, that educational attainment is less closely associated with social origins or that occupational attainment is more closely linked with edu-

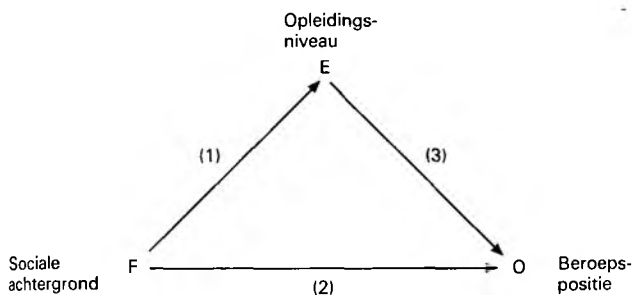
cational attainment in the USSR than in the United States or other advanced Western Countries' (Dobson, 1977, 313).

De feitelijke basis voor deze conclusie was beperkt, voornamelijk als gevolg van de beperkte beschikbaarheid van empirische resultaten uit de Sovjet-Unie. Nu er meer recente, en minder beperkte gegevens beschikbaar komen, kunnen vergelijkende analyses tussen en binnen socialistische en westerse landen uitgevoerd worden. Daarbij kan dan tegelijkertijd worden nagegaan, in hoeverre er sprake is van autonome ontwikkelingen in de loop van de tijd en in hoeverre er sprake is van systeemverschillen.

In deze bijdrage worden de hierboven genoemde vraagstellingen onderzocht met behulp van data die in de tachtiger jaren in Polen en Nederland zijn verzameld. In paragraaf 2 wordt de relevante literatuur kort besproken. In de derde paragraaf worden de data en de variabelen beschreven, op basis waarvan in paragraaf 4 de analyses tussen en binnen de landen worden gepresenteerd. In de laatste paragraaf bespreken we de resultaten.

2. Literatuuroverzicht

Er is een overvloed aan literatuur op het terrein van mobiliteit en status-allocatie. De meeste beschikbare onderzoeksresultaten zijn gebaseerd op een model waarbinnen sociale achtergrond (aangegeven door sociaal-economische positie van de ouders), het bereikte opleidingsniveau en de bereikte beroepspositie zijn opgenomen. Het is duidelijk dat men niet kan spreken over veranderingen in de loop van de tijd in één van de drie relaties zonder tegelijkertijd de andere twee in de beschouwing te nemen. Het basismodel van status-allocatie is weergegeven in figuur 1.



Figuur 1. Basismodel van statusverwerving.

Simkus (1982, 227-228) vat de belangrijkste bevindingen van internationaal vergelijkend onderzoek als volgt samen: In socialistische landen is de relatie (2) tussen sociale achtergrond – lees beroep van de vader – en bereikte beroepspositie minder sterk dan in niet-socialistische landen. Het directe effect is vrijwel afwezig. In socialistische landen is relatie (3) tussen opleiding en beroep veel sterker dan in niet-socialistische landen.

Nogal verrassend is, dat hij geen enkele conclusie trekt over de sterkte van de relatie tussen sociale achtergrond en bereikt opleidingsniveau (relatie 1).

Worden echter dergelijke algemene tendensen ook weerspiegeld in empirisch gedetailleerde Oost-West vergelijkingen waarbij Nederland en Polen zijn betrokken?

2.1. Polen en Nederland: momentvergelijkingen

Verreweg de meeste empirische resultaten zijn ontleend aan cross-sectionele analyses van nationale databestanden. Uit de onderzoeken waarbij Nederland of Polen is opgenomen, blijkt een drietal zaken.

In de eerste plaats zijn resultaten sterk afhankelijk van gebruikte classificaties. In een Pools-Amerikaanse vergelijking door Meyer, Tuma & Zagórski (1979) en Zagórski e.a. (1984) bleek de relatie tussen opleiding en beroep in Polen inderdaad sterker dan in de Verenigde Staten. Daarnaast echter bleken verschillen in directe effecten van sociale achtergrond op bereikte positie afhankelijk van de gekozen classificaties. In een Fins-Poolse vergelijking door Alestalo, Slomczynski & Wesolowski (1978) blijkt de relatie tussen opleiding en beroep in Finland sterker en dus tegengesteld aan de verwachting te zijn. Dit werd voornamelijk veroorzaakt door een geringe equivalentie van beroepenclassificaties.

In de tweede plaats zijn resultaten uit de literatuur niet consistent. Voor een deel kan dit liggen aan het feit dat er steeds verschillende modellen worden gebruikt. Haller & Mach (1984) gebruikten log-lineaire modellen en vonden tussen Oostenrijk en Polen inderdaad de verwachte verschillen. Slomczynski (1983, 1986) concludeert op basis van cross-sectionele analyses dat de directe effecten van het beroep van vader op dat van de zoon in Polen juist veel zwakker is dan in de USA. In zijn model is echter een factor intellectuele capaciteiten opgenomen, hetgeen onvergelykbare resultaten oplevert. In een andere Fins-Poolse vergelijking door Pohoski, Pöntinen & Zagórski (1978) werden leeftijd en sekse constant gehouden. Hier blijkt de relatie tussen opleiding en beroep in Polen zwakker te zijn dan in Finland (en Noorwegen). Gaan we ervan uit dat Finland een westers land is, dan past een dergelijk resultaat in ieder geval niet in de generalisatie van Simkus!

In de derde plaats blijkt er een duidelijk gebrek aan vergelijkende moment-studies waarin Nederland is opgenomen. Niettemin kan uit cross-sectionele analyses (o.a. Ganzeboom, 1984, 122) worden afgeleid dat correlatie- en regressie-coëfficiënten voor de relatie tussen opleiding en beroep in Nederland zeker .10 tot .20 lager liggen dan in socialistische landen. Een definitieve conclusie kan echter niet worden getrokken, omdat een directe vergelijking ontbreekt.

2.2. Polen en Nederland: vergelijkingen in de tijd

Een belangrijke veronderstelling in redeneringen als die van Simkus is, dat de *oorzaak* van eventuele verschillen in status-allocatie tussen Oost en West gelegen zijn in de *overgang naar het socialisme*. De hierboven besproken analyses zijn uitsluitend cross-sectioneel, hebben geen tijdsdimensie en kunnen in dit opzicht geen uitsluitsel geven vóór of tégen een 'socialisme-argument'. Niettemin zijn er enkele aanwijzingen.

Een Pools-Oostenrijkse analyse van arbeidsmarktcohorten liet zien, dat in de eerste jaren na de tweede wereldoorlog in Polen inderdaad een sterke daling in de relatie achtergrond - opleiding en een stijging van de relatie opleiding - beroep plaatsvond. Er is echter enige twijfel aan de duurzaamheid van deze effecten die het staatsocialisme heeft bereikt in de strijd tegen ongelijkheid¹, aangezien in de jongste cohorten vrijwel het vooroorlogse niveau werd bereikt (Haller & Mach, 1984).

In een vergelijkende analyse tussen Hongarije en Nederland werden zeven verschillende geboortecohorten onderscheiden over de periode 1920-1960. Het bleek dat in Hongarije het effect van beroepsprestige van de vader op de opleiding van de zoon vrijwel constant is in de tijd. Tegelijkertijd is dit effect in Nederland drastisch gedaald tot op het Hongaarse niveau! Het verband tussen opleiding en beroep ligt in Hongarije inderdaad op een hoger niveau dan in Nederland (zoals verondersteld), maar dit geldt *voor alle cohorten* die in de analyse waren opgenomen. Deze conclusies zijn gebaseerd op prestige-classificaties, maar blijken niet te veranderen wanneer nominale indelingen worden toegepast (Peschar, 1984, 130-137; Kolosi, Peschar & Róbert, 1985). Andere Hongaars-Nederlandse analyses, waarbij de factor tijd expliciet in het model was opgenomen, lieten zeer duidelijk zien dat er geen sprake was van duidelijke significante veranderingen in de relaties, wanneer perioden van vóór en na de tweede wereldoorlog werden vergeleken (Peschar, 1987, 115-133).

Op basis van de hierboven genoemde vergelijkende onderzoeken tussen Oostenrijk en Polen enerzijds en Hongarije en Nederland anderzijds is er

weinig reden om generalisaties over Oost-West verschillen in het algemeen en over de overgang naar het socialisme in het bijzonder te ondersteunen.

Afsluitend kunnen we concluderen dat Oost-West verschillen pas zinvol kunnen worden geïnterpreteerd als verschillen tussen twee verschillende sociaal-politieke systemen, wanneer aan een tweetal voorwaarden is voldaan. Enerzijds moet geconstateerd worden dat er inderdaad sprake is van verschillen in het status-allocatieproces. Tegelijkertijd zal moeten blijken dat deze zich coherent en gedurende de gehele periode van het staatsocialisme hebben voorgedaan. In het meeste tot nu toe verrichte onderzoek heeft men deze twee samenhangende vragen niet gesteld.

3. Data en variabelen

3.1. Data

De gegevens voor Nederland zijn verzameld in het kader van het Nationaal Programma Arbeidsmarkt Onderzoek. De dataverzameling is uitgevoerd in de zomer van 1982 door het Instituut voor Arbeidsvraagstukken van de Katholieke Universiteit Tilburg. De respondenten variëren in leeftijd van 15 tot 65 jaar. Uit een steekproef van 2000 huishoudens konden 1299 huishoudens effectief worden geïnterviewd, waarbij in totaal 2677 personen voor het onderzoek beschikbaar kwamen. De steekproef is representatief voor Nederland met een lichte ondervertegenwoordiging van jongeren en studenten en enige oververtegenwoordiging van de leeftijdsgroep van 35-44 jaar, zowel voor mannen als voor vrouwen (zie Heinen en Maas, 1984). De data voor Polen zijn verzameld in 1982 bij een nationale steekproef van huishoudens. De data komen uit het onderzoek 'Living conditions and need satisfaction in Poland', dat werd uitgevoerd door het Institute of Philosophy and Sociology, Polish Academy of Sciences, onder supervisie van professor Lidia Beskid. De steekproef omvat 5138 personen van 14 jaar en ouder en is representatief voor Polen (zie Beskid, 1986).

3.2. Variabelen en classificatie

De analyses worden alleen uitgevoerd voor mannen. Om tijdseffecten te kunnen onderscheiden, is een variabele 'cohort' geconstrueerd, die is gebaseerd op het geboortjaar. De categorieën omvatten tien jaar intervallen (van 1915 tot 1955). Naast deze vier onafhankelijke cohorten zijn ook overlappende cohorten van 1920 tot 1955 geconstrueerd, die worden gebruikt voor de meer continue analyse.

De onderwijsvariabele heeft betrekking op het moment waarop een persoon op de arbeidsmarkt komt. Ze omvat vier categorieën (1. lagere school; 2. lager beroeps- en lager voortgezet onderwijs; 3. hoger voortgezet onderwijs; en 4. universitair niveau). Deze classificatie is equivalent voor beide landen en is in eerdere vergelijkende onderzoeken toegepast (zie Peschar, Popping en Mach, 1986, 126). Een precieze beschrijving van het Poolse onderwijssysteem wordt gegeven door Mach (1987), terwijl voor Nederland verwezen mag worden naar Holmes (1983) en Van Kemenade e.a. (1986).²

Het internationale codesysteem van Treiman (1977) is toegepast voor de beroepsvariabelen in beide landen. Met name in de analyses waar regressie wordt toegepast, lijkt dit het meest voor de hand liggend. Er gaat op deze manier weinig informatie verloren en bovendien kunnen de resultaten worden vergeleken met die van Zagórski e.a. (1984). De beroepsvariabelen zijn de huidige positie van de zoon en het beroep van de vader op het moment dat de zoon ongeveer 14 jaar oud was. Naast de beroepsprestigeschalen zijn ook nominale classificaties ontwikkeld voor een analyse met behulp van kruistabellen.³

4. Analyse

4.1. Analyse-opzet

De eerste vraag (4.2) die beantwoord dient te worden, is of de sterkte van de verbanden in het status-allocatieproces inderdaad verschilt in Polen en Nederland. Om deze vraag te beantwoorden zal regressie-analyse op de totale steekproeven worden toegepast.

De tweede vraag (4.3) is of dit patroon van verschillen inderdaad constant is in de tijd. De regressie-analyses zullen worden herhaald voor aparte cohorten, om de mate van stabiliteit van de relaties na te gaan.

De derde vraag (4.4) heeft eveneens betrekking op de stabiliteit van de relaties in de tijd, maar vanuit een ander perspectief. Met behulp van log-lineaire analyse zullen vier deelvragen worden beantwoord. Voor beide landen zullen we nagaan, of de marginale verdelingen constant zijn in de tijd en of de sterkte van de verschillende relaties binnen het model eveneens constant zijn in de loop van de tijd. Daarnaast zullen we nagaan, of er tussen de landen significante verschillen in marginalen en verbanden voorkomen. Op basis van deze analyses moeten we in staat zijn de geformuleerde vragen te beantwoorden.

Een punt dat nog niet is genoemd, is het feit dat in Polen een aanzienlijk

deel van de beroepsbevolking in de landbouw werkt. Een belangrijk gedeelte van de discussie over mobiliteit heeft dan ook steeds betrekking op de vraag of er al dan niet rekening moet worden gehouden met de proporties personen die in de agrarische sector werkzaam zijn. Omdat wij onze hypothese niet willen specificeren naar de beroepssector, impliceert het dat we onze analyses van de totale steekproeven zullen repliceren voor een steekproef waaruit alle agrarische beroepen zijn verwijderd.

4.2. Relaties binnen het status-allocatieproces in Polen en Nederland

Als een eerste stap van de analyse presenteren we in tabel 1 de correlaties tussen het beroep van de vader, de opleiding van de zoon en het beroep van de zoon.

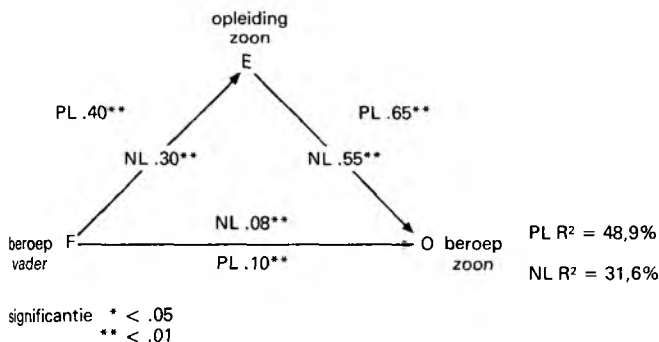
Onze algemene conclusie op basis van deze tabel is, dat alle verbanden in Polen sterker zijn dan in Nederland, zodat het Poolse model meer variantie zal verklaren. In de tweede plaats kunnen we constateren dat het onderscheid tussen de totale steekproef en de niet-agrarische steekproef nauwelijks relevant is voor wat betreft het status-allocatiemodel. In Polen hebben de correlaties de neiging om iets te zakken, in Nederland stijgen ze juist iets. Niettemin blijft de hoofdconclusie zoals boven geformuleerd, gehandhaafd.

We kunnen verder opmerken dat, terwijl het verschil in sterkte van de relaties opleiding - beroep overeenkomstig het patroon van Simkus en Slomczynski is, de relatie tussen het beroep van vader en zoon daaraan niet voldoet. De gevonden waarden suggereren dat er in Nederland minder invloed is van sociale achtergrond op het beroep dan in Polen.

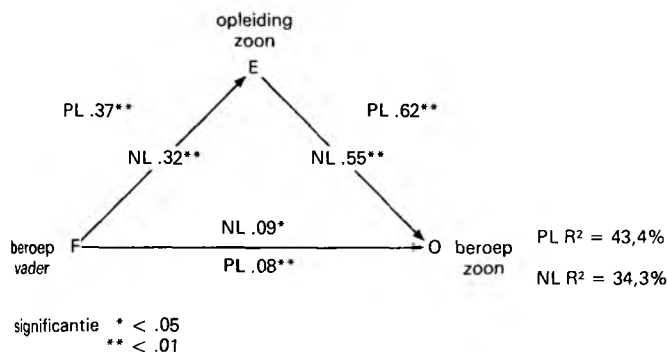
Interessanter zijn echter de gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten van het model. Deze zijn weergegeven in figuur 2a en 2b.

Tabel 1. Correlaties tussen de status-variabelen (Treiman-scores); alle mannen en niet-agrarische mannen van niet-agrarische afkomst.

relatie	Polen		Nederland	
	alle	niet-agrarisch	alle	niet-agrarisch
beroep vader - opleiding zoon	.40	.37	.31	.32
opleiding zoon - beroep zoon	.69	.65	.56	.58
beroep vader - beroep zoon	.36	.31	.24	.28



Figuur 2a. Gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten; alle mannen.



Figuur 2b. Gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten; niet-agrarische mannen.

Wanneer we kijken naar de analyse voor alle mannen, dan zien we dat het model voor Polen inderdaad zo'n 17% meer variantie verklaart dan voor Nederland. Alle padcoëfficiënten zijn significant en wederom kan worden geconstateerd dat de relatie opleiding - beroep in Polen inderdaad sterker is dan in Nederland (.65 tegenover .55). Het directe effect van sociale achtergrond op het beroep van de zoon is in Polen enigszins hoger dan in Nederland (.10 tegenover .08). We kunnen daaraan toevoegen dat het sterkere effect van de sociale achtergrond in Polen voor een belangrijk gedeelte wordt beïnvloed door de sterkte van de relatie tussen de sociale achtergrond en de opleiding (.40 in Polen en .30 in Nederland).

Het boven omschreven patroon verandert niet wezenlijk, wanneer alle agrarische mannen uit de analyse worden verwijderd. In figuur 2b blijkt het

verschil in verklaarde variantie tussen beide landen te zakken tot 9,1% (43,4 - 34,3). Het algemene patroon blijft daarbij bestaan.

Wanneer we onze bevindingen samenvatten, kunnen we concluderen dat de modellen voor Polen meer variantie verklaren dan voor Nederland. De belangrijkste verschillen zitten in de paden vaders beroep - opleiding en opleiding - beroep van de zoon. De combinatie van deze beide effecten – die bovendien in Polen sterker zijn dan in Nederland – laat zien op welke manier sociale achtergrond indirect van invloed is op de bereikte positie. Daarnaast hebben we eveneens gevonden dat – in tegenstelling tot Simkus' veronderstelling – het directe effect van sociale achtergrond in Polen vrijwel gelijk is aan dat in Nederland.

4.3. Verbanden en effecten in de tijd

Om het effect van de factor tijd zichtbaar te maken, zijn de voorgaande analyses herhaald voor aparte cohorten. De assumptie die hier wordt onderzocht, is dat de correlatie- en regressie-coëfficiënten – speciaal de opleiding - beroepscoëfficiënt – varieert over de cohorten. In de tabellen 2a en 2b worden de correlatie-coëfficiënten voor de verschillende cohorten gepresenteerd.

Naar aanleiding van deze tabellen moeten we enkele opmerkingen maken. Wanneer we kijken naar de bevindingen voor *alle* mannen, zien we dat de correlatie-coëfficiënt voor de relatie opleiding - beroep in Polen een zeer hoog niveau is, variërend van .83 tot .67. In Nederland, met een variatie tussen de .50 en .61, ligt hij duidelijk op een lager niveau. Tegelijkertijd valt op

Tabel 2a. Correlaties tussen de statusvariabelen (Treiman-scores) voor de verschillende geboortecohorten; alle mannen.

relatie	geboorte-cohort	15-25	20-30	25-35	30-40	35-45	40-50	45-55
ber. vader - opl. zoon		.62	.56	.35	.29	.34	.37	.38
PL ber. vader - ber. zoon		.49	.57	.40	.28	.33	.33	.33
opl. zoon - ber. zoon		.83	.73	.71	.71	.68	.68	.67
N =		120	200	305	365	326	420	636
ber. vader - opl. zoon		.39	.23	.17	.14	.29	.42	.36
NL ber. vader - ber. zoon		.28	.20	.27	.13	.22	.34	.28
opl. zoon - ber. zoon		.52	.56	.52	.50	.57	.63	.61
N =		98	139	135	157	195	265	292

Tabel 2b. *Correlaties tussen statusvariabelen voor verschillende geboortecohorten; niet-agrarische mannen.*

relatie	geboorte-cohort	15-25	20-30	25-35	30-40	35-45	40-50	45-55
ber. vader - opl. zoon		.46	.47	.32	.29	.39	.39	.35
PL ber. vader - ber. zoon		.27	.45	.40	.29	.39	.32	.28
opl. zoon - ber. zoon		.74	.66	.69	.71	.70	.69	.66
N =		34	71	123	158	147	228	397
ber. vader - opl. zoon		.50	.29	.15	.11	.29	.43	.37
NL ber. vader - ber. zoon		.40	.33	.24	.18	.23	.32	.30
opl. zoon - ber. zoon		.58	.60	.52	.51	.56	.63	.61
N =		69	93	91	117	160	221	249

dat de correlatie in Polen daalt, terwijl zij in Nederland sterker wordt; dit is tegengesteld aan de these die beweert dat de introductie van het socialisme een versterking van het verband tot gevolg zou hebben. Opvallend is dat dezelfde resultaten worden gevonden wanneer de analyse beperkt wordt tot de *niet-agrarische* mannen. In Polen variëren de verbanden opleiding - beroep van .74 tot .70, met een lichte tendentie tot dalen voor de jongste cohorten. In Nederland is het bereik van .57 tot .63; na een daling bij de midden 30-er cohorten kan daarna weer een stijging worden geconstateerd.

De correlaties tussen de beroepen van vaders en zonen lijken dus tegengesteld te zijn aan de verwachting van Simkus; duidelijk hoger in Polen dan in Nederland. Daarnaast vonden we echter dat in Polen deze relatie voor oudere cohorten duidelijk hoger was dan voor jongere cohorten, hetgeen een zekere ondersteuning van het socialisme-argument betekent. Dit geldt eveneens voor de relatie tussen vaders beroep en opleiding van de zoon. Wanneer we de agrarische bevolking buiten beschouwing laten, verandert het algemene beeld iets, maar de conclusies nauwelijks.

We moeten dan ook constateren dat er op basis van de correlatie-coëfficiënten niet veel reden is om de hoofdhypothese van Simkus te ondersteunen. Een meer directe toets kan echter worden uitgevoerd door te kijken naar de gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten, waarbij alle indirecte effecten in de relaties 'twee en drie' worden verrekend. Deze worden gepresenteerd in de tabellen 3a en 3b.

Wanneer we het verband tussen opleiding en beroep bekijken, blijkt dat de β -coëfficiënten voor Polen variëren van .86 tot .61 en in feite hetzelfde verhaal vertellen als de correlatie-coëfficiënten: na een lokale top in de 30-er ja-

Tabel 3a. Gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten voor verschillende geboortecohorten; alle mannen.

relatie	geboorte-cohort	15-25	20-30	25-35	30-40	35-45	40-50	45-55
ber. vader - opl. zoon		.62**	.56**	.35**	.29**	.34**	.37**	.38**
PL ber. vader - ber. zoon		.04	.23**	.17**	.08*	.11**	.09*	.08*
opl. zoon - ber. zoon		.86**	.61**	.65**	.69**	.64**	.65**	.64**
R ²		69.8	58.2	53.9	51.9	47.6	47.0	46.3
ber. vader - opl. zoon		.40**	.23**	.16*	.15	.29**	.42**	.36**
NL ber. vader - ber. zoon		.08	.18*	.18*	.06	.06	.10	.07
opl. zoon - ber. zoon		.49**	.52**	.49**	.49**	.55**	.59**	.58**
R ²		27.9	34.2	30.0	25.6	33.2	40.8	37.4

significantie * < .05

** < .01

Tabel 3b. Gestandaardiseerde regressie-coëfficiënten voor verschillende geboortecohorten; niet-agrarische mannen.

relatie	geboorte-cohort	15-25	20-30	25-35	30-40	35-45	40-50	45-55
ber. vader - opl. zoon		.46**	.47**	.33**	.29**	.40**	.39**	.35**
PL ber. vader - ber. zoon		.09	.18**	.19**	.09	.13*	.06	.05
opl. zoon - ber. zoon		.78**	.58**	.63**	.69**	.65**	.66**	.64**
R ²		55.6	46.3	50.7	51.9	50.9	47.8	43.5
ber. vader - opl. zoon		.49**	.29**	.15	.11	.29**	.43**	.38**
NL ber. vader - ber. zoon		.15	.16	.16	.12	.07	.07	.08
opl. zoon - ber. zoon		.51**	.55**	.50**	.50**	.54**	.60**	.58**
R ²		35.7	38.8	30.1	27.6	32.1	40.3	37.6

significantie * < .05

** < .01

ren is er een duidelijke tendentie tot dalen. Bij de Nederlandse coëfficiënten blijken de waarden relatief langzaam te stijgen van .49 tot .59 voor de jongste cohorten. In ieder geval blijken de waarden voor Polen hoger dan voor Nederland, maar kennelijk is dit altijd (althans vanaf de geboortecohort in 1915-1925) het geval geweest.

Dezelfde conclusie kan eveneens worden getrokken voor de niet-agrarische mannen. De Poolse waarden tonen hier eveneens een dalende lijn (be-

reik van .78 tot .64), hetgeen wederom niet in overeenstemming is met de verwachting dat de coëfficiënten voor de oudere cohorten over het algemeen lagere waarden zouden moeten aannemen. De β 's voor opleiding - beroep liggen in Nederland wederom steeds op een lager niveau (.50 tot .60), maar tonen een tendens tot stijgen!

De netto-associatie tussen de beroepen van vader en zoon blijkt – eveneens tegengesteld aan Simkus – in ieder geval in Polen niet zwakker dan in Nederland. Zoals we al eerder zagen bij de bruto-relaties, zou dit enige ondersteuning van het socialisme-argument kunnen zijn. De waarden voor oudere cohorten in Polen zijn over het algemeen hoger dan voor de jongere, hoewel in de eerste cohorten er sprake is van duidelijke uitbijters.

Wanneer we de belangrijkste bevindingen tot nu toe samenvatten, blijkt dat de relatie opleiding - beroep in Polen inderdaad sterker is dan in Nederland. De cohort-analyse laat echter zien dat dit *altijd* het geval is geweest. Opleiding is voor jongere cohorten niet belangrijker dan voor oudere cohorten, als het gaat om het bereiken van een bepaald beroepsniveau (althans gemeten met behulp van beroepsprestige). Wel geldt voor de jongere cohorten in Polen dat het bereikte opleidingsniveau minder afhankelijk is van de sociale achtergrond en dat het directe effect van het beroep van de vader op het beroep van de zoon is verminderd.

In de volgende paragraaf zullen we nagaan, of deze conclusies kunnen worden gehandhaafd, wanneer loglineaire analyse wordt toegepast.

4.4. *Veranderende relaties*

De bovenstaande analyses concentreerden zich op de sterkte van de relaties in het status-allocatiemodel, met name op de relatie tussen opleiding en beroep. Relatief zwakke veranderingen in de loop van de tijd kunnen echter significante effecten opleveren, wanneer ze tegelijk en in interactie met elkaar ontstaan. In de loglineaire analyse wordt een samengevatte beroepsvariabele gebruikt waarmee de effecten van verschillende marginale verdelingen kunnen worden nagegaan. De analyse van kruistabellen heeft in ons geval echter ook enkele zwakke kanten, met name waar het de steekproefgrootte betreft.⁴ Het kan echter als een groot voordeel worden gezien dat de voorgaande analyses nu kunnen worden aangevuld met een model waarin relevante interacties kunnen worden opgenomen, evenals een toets voor de fit van het model. Daarop richten we ons in de volgende paragraaf.

4.4.1. *Veranderingen in patronen in Polen en in Nederland*

In deze paragraaf zullen wij onze aandacht richten op de veranderingen in

patronen van sociaal-economische reproductie die zich in de loop der tijd in de beide landen hebben voorgedaan. In de tabellen 4a en 4b worden de resultaten van de analyse voor Polen en Nederland weergegeven voor alle mannen en voor de niet-agrarische mannen. In de voorgaande analyses gebruikten we overlappende cohorten; dit zullen we in de loglineaire analyse niet doen, omdat verondersteld wordt dat de cohorten onafhankelijk zijn van elkaar (1915-1925-1935-1945-1955).

In deze twee tabellen komen enkele interessante resultaten naar voren. We beginnen met tabel 4a (alle mannen). Daar blijkt in de eerste plaats dat de modellen die de marginale veranderingen betreffen (blok II), aangeven dat, in beide landen het niveau van opleiding inderdaad sterk is gestegen. In Nederland wordt ongeveer 73% van de totale marginale verandering (11 : 15) toegeschreven aan opleiding. In Polen is dit effect zelfs sterker, namelijk 83% (15 : 18). Geen wonder derhalve dat deze bijdragen een significante verbetering opleveren ten opzichte van het onafhankelijkheidsmodel, zoals blijkt uit blok III.

Vervolgens worden de modellen voor beide landen uitgebreid met de interacties tussen de variabelen. Zoals uit blok IV blijkt, is voor Nederland het model G3, waar alle drie de relaties in zijn opgenomen, het meest adequaat ($G^2 = 184$, $df = 189$). Het model verklaart 66% van alle variantie die in de tabellen overblijft, nadat de veranderingen in de marginalen zijn opgenomen (basis is model B7). Voor Polen was dit model eveneens erg goed ($G^2 = 166$, $df = 189$) en beschrijft het de tabellen zelfs beter: 84% van de variantie wordt door het model verklaard, ongeacht het feit dat de steekproefgrootte voor Polen een gemakkelijke fit van het model verhindert. Het alternatieve model – waar directe effect FO is weggelaten – wordt gepresenteerd in blok V. Wanneer we beide modellen vergelijken (blok VI), blijkt dat het directe effect van sociale achtergrond niet uit het model kan worden weggelaten. Op deze basis besluiten we dat model G3 het basismodel zal zijn.

Onze eerste conclusie is nu dat het mogelijk is om de relaties in Polen statistisch adequaat te beschrijven *zonder* de eventuele veranderingen in de relaties in het model op te nemen. In blok VII voegen we deze drieweg-interacties toe om na te gaan of ze significant kunnen bijdragen aan het model. Het blijkt dat in Polen géén van deze interacties significant bijdraagt aan het reeds geaccepteerde model G3. Voor Nederland is er enige aanwijzing dat de relatie tussen sociale achtergrond en opleiding veranderd is.

Wanneer we dezelfde analyses voor niet-agrarische mannen herhalen (tabel 4b), blijken gelijksoortige resultaten naar voren te komen. De modellen waarin de marginalen veranderen (blok II), blijken hier eveneens aan te ge-

Tabel 4a. Loglineaire analyse voor Nederland en Polen; voor alle mannen.

				<--Nederland-->		<--Polen-->		
MODEL	effecten			df	X ²	% var.	X ²	% var.
I	Onafhankelijkheidsmodel							
A	F E O C			243	632,6		1287	
II	Model met verandering in marginalen in de tijd: basis model A							
B1	FC			234	618,9	2%	1267	2%
B2	EC			234	564,3	11%	1091	15%
B3	OC			234	620,2	2%	1271	1%
B7	FC	EC	OC	216	538,2	15%	1056	18%
III	Verschillen							
	A-B1			9	14		20	
	A-B2			9	68		196	
	A-B3			9	12		16	
IV	Model met alle tweeweg-interacties: basis model B7							
G3	FO	FE	EO	189	184,5	66%	165,6	84%
V	Model zonder direct effect: basis model B7							
O3	FE EO			198	208,4	61%	198,5	81%
VI	Verschillen							
	O3-G3			9	24 (p < .05)		33 (p < .001)	
VII	Model met verandering associaties in de tijd: basis model G3							
G4	FEC			162	132,9		136,4	
G5	EOC			162	160,5		129,3	
G9	FOC	FEC	EOC	108	80,9		80,7	
G10	FOC			162	145,3		142,4	
VIII	Toets op verschillen							
	G4-G3			27	52 (p < .05)		29 (n.s.)	
	G5-G3			27	24 (n.s.)		36 (n.s.)	
	G10-G3			24	39 (n.s.)		23 (n.s.)	

Verklaring:

F = beroep vader

E = opleiding respondent

O = beroep respondent

C = cohort

Tabel 4b. Loglineaire analyse voor Nederland en Polen; voor niet-agrarische mannen.

		<--Nederland-->			<--Polen-->	
MODEL	effecten	df	X ²	% var.	X ²	% var.
I	Onafhankelijkheidsmodel					
A	F E O C	243	507,6		733,7	
II	Model met verandering in marginalen in de tijd: basis model A					
B1	FC	234	502,4	1%	726,6	1%
B2	EC	234	456,8	10%	664,6	14%
B3	OC	234	498,1	2%	708,3	1%
B7	FC EC OC	216	442,1	13%	632,1	16%
III	Verschillen					
	A-B1	9	5		7	
	A-B2	9	51		69	
	A-B3	9	9		25	
IV	Model met alle tweeweg-interacties: basis model B7					
G3	FO FE EO	189	150,0	65%	145,0	77%
V	Model zonder direct effect: basis model B7					
03	FE EO	198	158,7	64%	164,3	74%
VI	Verschillen					
	03-G3	9	9 (n.s.)		19 (p < .05)	
VII	Model met verandering associaties in de tijd: basis model G3					
G4	FEC	162			120,4	
G5	EOC	162			112,7	
G9	FOC FEC EOC	108			64,9	
G10	FOC	162			119,9	
VIII	Model met verandering associaties in de tijd: basis model 03					
04	FEC	171	107,3			
05	EOC	171	143,7			
06	FEC EOC	144	92,2			
IX	Toets op verschillen					
	03-04	27	51 (p < .005)			
	03-05	27	15 (n.s.)			
	G4-G3	27			29 (n.s.)	
	G5-G3	27			36 (n.s.)	
	G10-G3	27			23 (n.s.)	

Verklaring:

F = beroep vader

E = opleiding respondent

O = beroep respondent

C = cohort

ven dat het stijgende opleidingsniveau het grootste effect geeft. In Polen is dit effect wederom sterker dan in Nederland (87% versus 76%). Wanneer de interacties worden opgenomen in het model, zijn de modellen G3 en O3 alternatief. Voor beide landen zijn de O3 modellen, waaruit het directe effect FO is weggelaten, reeds voldoende passend, maar ook hier passen de modellen beter op de Poolse data dan op de Nederlandse, ondanks de grotere steekproef in Polen. Wanneer we beide modellen vergelijken voor Polen, vinden we dat een in de tijd constant opgenomen effect FO een significante verbetering van de fit oplevert (blok VI). Dit is niet het geval voor Nederland. We besluiten daarom model G3 als basismodel voor Polen te accepteren en O3 als basismodel voor Nederland. Wanneer we kijken naar de verbetering van de fit die ontstaat door de drieweg-interacties toe te voegen, dan vinden we hetzelfde patroon als voor de totale steekproef. Ook hier is het *niet nodig* om eventuele veranderingen in de relaties, met name in opleiding-beroep, in het model op te nemen. Het blijkt dat de belangrijkste interactie de relatie FEC is (veranderend verband tussen beroep vader en opleiding zoon) en niet EOC. Dit geldt voor beide landen.

Omdat onze aandacht vooral was gericht op de mogelijke veranderingen in de relatie tussen opleiding en beroep, concluderen we dat die noch in Nederland noch in Polen hebben plaatsgevonden. Het maakt daarbij geen verschil of de analyse wordt uitgevoerd voor de gehele steekproef of slechts voor het niet-agrarische deel daaruit.

4.4.2. *Veranderingen in patronen die verschillen voor Polen en Nederland*

Onze laatste vraag heeft betrekking op de verschillen *tussen* de twee landen. Hierbij zijn twee aspecten van belang. In de eerste plaats willen we nagaan waar de belangrijkste verschillen zijn gelegen. In de tweede plaats willen we onderzoeken of de niet-significante veranderingen in de beide landen mogelijk door cumulatieve effecten leiden tot significante verschillen tussen de beide landen. In de tabellen 5a en 5b worden de resultaten van deze analyses gegeven.

De analyse voor alle mannen (tabel 5a) geeft de verschillende stappen van het model weer. In blok IV worden de afzonderlijke effecten van het land (= L) zichtbaar (verschillen tussen de modellen met en zonder interactie tussen marginalen en tijd). Het blijkt dat alle drie marginale verdelingen inderdaad significant verschillen tussen de twee landen. Wederom is het opleidingseffect (B2 - C2) duidelijk, maar de beroepsverdelingen blijken de belangrijkste bron van verschillen tussen de twee landen. Vergeleken met het onafhankelijkheidsmodel (blok I), is het effect van de marginalen en de verandering

Tabel 5a. Loglineaire analyse van verschillen tussen Polen en Nederland; alle mannen.

MODEL	effecten					df	X ²	% var.
I	Onafhankelijkheidsmodel							
A	F E O C L					498	2955	
II	Model met verandering in marginalen in de tijd; basis model A							
B1	FC					498	2926	1%
B2			EC			498	2791	6%
B3					OC	498	2945	0%
B4	FC				LC	498	2942	0%
B5	FC		EC		OC LC	468	2741	7%
III	Model met verandering in marginalen in de tijd; interacties in land; basis model B5							
C1	FCL					456	1812	40%
C2			ECL			456	2684	9%
C3					OCL	456	2133	28%
C4	FCL		ECL		OCL	432	1148	61%
IV	Verschillen							
B1-C1						33	1114	(p < .001)
B2-C2						33	107	(p < .001)
B3-C3						33	812	(p < .001)
B5-C4						36	1593	(p < .001)
V	Model met verandering associaties tussen F E O; basis model C4							
D1	FO					423	1043	9%
D2			FE			423	1023	11%
D3					EO	423	532	54%
D4			FE		EO	414	408	64%
D5	FO		FE		EO	405	365	69%
VI	Verschillen							
D4-D5						9	43	(p < .001)
VII	Model met verandering associaties tussen F E O en interacties tussen landen; basis model D4							
E1			FEL			405	376	67%
E2					EOL	405	380	66%
E3			FEL		EOL	396	349	70%
VIII	Verschillen							
D4-E1						9	32	(p < .001)
D4-E2						9	28	(p < .001)
D4-E3						18	59	(p < .001)
Verklaring:						O = beroep respondent		
F = beroep vader						C = cohort		
E = opleiding respondent						L = land		

Tabel 5b. Loglineaire analyse van verschillen tussen Polen en Nederland voor niet-agrarische mannen.

	MODEL	effecten				df	X ²	% var.
I	Onafhankelijkheidsmodel A F E O C L					498	1665	
II	Model met verandering in marginalen in de tijd: basis model A							
	B1	FC				498	1661	1%
	B2		EC			498	1592	4%
	B3			OC		498	1655	0%
	B4	FC			LC	498	1650	0%
	B5	FC	EC	OC	LC	468	1553	6%
III	Model met verandering in marginalen in de tijd: interacties in land; basis model B5							
	C1	FCL				456	1171	30%
	C2		ECL			456	1505	10%
	C3			OCL		456	1250	25%
	C4	FCL	ECL	OCL		432	819	51%
IV	Verschillen							
	B1-C1					33	490	(p < .001)
	B2-C2					33	87	(p < .001)
	B3-C3					33	405	(p < .001)
	B5-C4					36	734	(p < .001)
V	Model met verandering associaties tussen F E O; basis model C4							
	D1	FO				423	762	6%
	D2		FE			423	740	10%
	D3			EO		423	410	50%
	D4		FE	EO		414	330	60%
	D5	FO	FE	EO		405	314	62%
VI	Verschillen							
	D4-D5					9	16	(n.s.)
VII	Model met verandering associaties tussen F E O en interacties tussen landen; basis model D4							
	E1		FEL			405	298	64%
	E2			EOL		405	319	61%
VIII	Verschillen							
	D4-E1					9	32	(p < .001)
	D4-E2					9	11	(n.s.)
	D4-E3					18	43	

Verklaring: O = beroep respondent
F = beroep vader C = cohort
E = opleiding respondent L = land

daarvan in de loop van de tijd per land aanzienlijk en reduceert de variatie in de tabellen ongeveer met 61%.

In blok V worden de interacties tussen de centrale variabelen F, E en O toegevoegd. Statistisch gesproken voldoet model D4 ($X^2 = 408$, $df = 414$). Met andere woorden, ook hier is het niet nodig veranderingen in de relaties op te nemen in het model om het passend te krijgen. Model D5, waarin ook het directe effect FO is opgenomen, laat een statistisch significante verbetering zien, maar is minder spaarzaam; daarom prefereren we het model D4.

We kunnen wederom concluderen dat er geen informatie over veranderingen in de relaties in de loop van de tijd, met name in de relatie EO, nodig is om de modellen te reproduceren die statistisch acceptabel zijn (verklaarde variantie $(2955 - 408)/2955 = 85\%$ vergeleken met model A).

In blok VII worden de relaties weergegeven in interactie met de variabele land. Vergeleken met model C4 en D4 is er enige verbetering van de modellen zichtbaar. Wanneer we ons concentreren op de verschillen tussen de landen wat betreft de onderzochte relaties, blijkt dat zowel de relatie FE als EO significant verschilt (blok VIII). Zoals reeds was gezegd, is het niet nodig om deze relaties in het model op te nemen omdat ons basismodel D4 al een acceptabele fit had.

In tabel 5b wordt de analyse herhaald voor de niet-agrarische mannen. Met betrekking tot de marginale verdelingen per land blijkt duidelijk uit blok III dat meer dan de helft van de variantie door de verschillen in deze verdelingen wordt verklaard (model C4). Ook hier zijn de beroepsverdelingen de belangrijkste oorzaak van de variatie. Wanneer we vervolgens in blok V de relaties eveneens opnemen, blijkt daar iets bijzonders. Kennelijk is een model waarin slechts de relatie EO is opgenomen, statistisch reeds voldoende ($X^2 = 410$, $df = 423$). Vanuit een theoretisch gezichtspunt is dit echter een bijzonder onaantrekkelijk model. Daarom wordt het alternatieve model D4 gekozen; een eventuele keuze voor D5 (zie blok VI) is, statistisch gezien, niet interessant.

Wanneer de verschillen in relaties tussen Polen en Nederland worden verdisconteerd (blok VII), blijkt dat de relatie FE significant is, maar niet de relatie EO (opleiding - beroep); dit is echter hoogstens toegevoegde informatie, omdat ons model D4 al binnen statistisch acceptabele grenzen paste ($P > .50$).

Wanneer we de resultaten voor de niet-agrarische mannen samenvatten, dan blijkt dat de verschillen tussen de landen voornamelijk moeten worden gezocht in de verschillende marginale verdelingen en *niet* in een verschillend verband tussen opleiding en beroep. Wanneer, zoals in de vorige analyse was gedaan, ook de agrarische bevolking in de analyse wordt opgenomen, blijkt

dat de relatie tussen opleiding en beroep wel verschillend is voor beide landen, maar hieraan moet worden toegevoegd dat dit verband alleen iets extra's bijdraagt aan een model dat reeds voldoende passend is.

5. Discussie en conclusie

Het onderwerp van dit artikel is de vraag of er systematische verschillen bestaan tussen Polen en Nederland met betrekking tot sociale reproductie. Het verband tussen opleiding en het bereikte beroep is daarbij de meest centrale schakel in dat proces. Op basis van beschikbare kennis mocht worden aangenomen dat dit verband in socialistische landen fundamenteel verschilt van dat in niet-socialistische landen.

In de correlatie- en regressie-analyses bleek dat deze verwachtingen niet steeds overeenstemmen met de empirie. In de eerste plaats bleek dat het verband tussen opleiding en beroep in Polen inderdaad sterker was dan in Nederland, wanneer gestandaardiseerde instrumenten (beroepsprestige-scores van Treiman) werden toegepast; dit was in overeenstemming met de verwachting. In de tweede plaats bleek dat voor Polen het verband relatief constant was in de tijd (voor aparte geboortecohorten), net als voor Nederland. Dit is *niet* in overeenstemming met de veronderstellingen, omdat juist verwacht mocht worden dat het verband in het overgangsproces naar het socialisme sterker zou worden. Tegelijkertijd bleek echter dat het verband tussen het beroep van de vader en de opleiding van de zoon gedaald was in Polen, hetgeen het socialisme-argument weer ondersteunde.

Loglineaire analyses werden toegepast om de systematische verschillen en interactie-effecten tussen landen te toetsen. Het bleek dat voor beide landen het toegenomen onderwijsniveau het meest duidelijke effect had op de marginale verdeling. Bovendien bleek het niet noodzakelijk om de veranderingen in de verbanden tussen opleiding en beroep in de modellen op te nemen om een acceptabele passing te krijgen. Dat blijkt het geval te zijn voor alle analyses, zowel voor die van alle mannen als voor die waarin alleen de niet-agrarische bevolking was opgenomen.

Een toets op verschillen tussen de landen gaf gelijksoortige resultaten. De belangrijkste verschillen moeten worden gevonden in de marginale verdeling van de opleidings- en beroepskenmerken. Statistisch gesproken kunnen de patronen van sociaal-economische reproductie adequaat beschreven worden zonder dat verschillen in de verbanden tussen opleiding en beroep worden opgenomen.

In het begin van dit artikel werd aangenomen dat het verband tussen oplei-

ding en beroep in socialistische landen – in vergelijking met niet-socialistische landen – buitengewoon sterk zou zijn. Op basis van onze bevindingen kunnen we die veronderstelling niet handhaven. Weliswaar is de relatie in Polen sterker dan in Nederland, maar wanneer we het reproductieproces beschrijven, blijken de verschillen slechts een zeer geringe bijdrage aan het model te leveren (voor de totale mannelijke bevolking is het verschil significant, voor de niet-agrarische bevolking niet).

Belangrijker is echter, dat blijkt dat er geen significante effecten verschijnen als gevolg van veranderingen in het verband opleiding - beroep, nadat eenmaal een statistisch aanvaardbaar en zuinig model is geaccepteerd. Dit betekent dat er – althans voor de geboortecohorten die we hebben onderzocht – geen duidelijk verschil bestaat in Polen tussen de voor-oorlogse periode en de na-oorlogse socialistische periode.

We keren nu terug naar de verklaringen die Dobson (1977) naar voren bracht voor de veronderstelde sterke band tussen opleiding en beroep in *socialistische* landen. De fundamentele basis voor deze verklaringen – namelijk het feit *dat* inderdaad het verband sterker is *dankzij* de overgang naar het socialisme – kan niet ondersteund worden, tenminste niet op basis van de boven vermelde onderzoeksresultaten. De verschillen tussen een socialistisch en een niet-socialistisch land worden juist voornamelijk gedomineerd door de effecten van de verschillende marginale verdelingen in opleidingsniveau en beroepsposities.

Dit houdt eveneens in, dat we aan de verklaringen *waarom* het verband zo sterk is, niet veel waarde moeten hechten. Wellicht zijn allerlei aannamen met betrekking tot een grotere openheid, de rol van onderwijskwalificaties in een bureaucratische maatschappij, en het zwakker wordende effect van sociale achtergrond op bereikte positie bruikbare aannamen voor verklaringen van verschillen in reproductiepatronen in diverse landen. Maar kennelijk heeft de overgang naar het socialisme daar weinig mee te maken.

Noten

1. Soortgelijke conclusies mogen worden getrokken uit de analyse van de onderwijsmobiliteit in Polen en Nederland (zie Peschar, Popping & Mach, 1986).
2. Dit komt overeen met het volgende aantal jaren opleiding in Nederland: 9, 10, 11, 17 jaar en in Polen: 8, 10/11, 12 en 17 jaar. Hoewel dit weinig precies lijkt, moet bedacht worden dat de verschillen vooral zitten in verschillende schooltypen en curricula die zeer gevoelig zijn voor sociale selectie.
3. In Nederland zijn de beroepen gecodeerd volgens de ISCO vier cijfers. De Treiman-schaal voor prestige is rechtstreeks gekoppeld aan deze beroepscodes. Overeenkomstig de voorstellen gedaan door Treiman (1977, 277 e.v.), is een nieuwe nominale classificatie van 14 catego-

- rieën geconstrueerd, die gebaseerd is op het eerste cijfer van de ISCO en het prestige van beroep. Hetzelfde is gedaan voor de Poolse beroepen die in een nationale beroepscode zijn gecodeerd (zie Pohoski en Slomczynski, 1978). Deze code werd vertaald in soortgelijke ISCO sectorcode, vervolgens gecombineerd met de beschikbare prestigescores tot een equivalente classificatie van 14 beroeps categorieën. Omdat deze classificatie vooral een tussenstap is in de reductie naar een kleiner aantal categorieën, is gezocht naar duidelijke breekpunten. Deze blijken voor de verschillende beroepen identiek te zijn in beide landen en bovendien voor alle cohorten. Op een dergelijke wijze kan de beschikbare beroepsinformatie uniform worden gecodeerd naar vier categorieën: 1. upper white collar; 2. lower white collar; 3. geschoolde arbeid; en 4. ongeschoolde arbeid en boeren. De tabel is op aanvraag verkrijgbaar bij de auteurs.
4. Volgens Fienberg (1978, p. 37) moet de N minstens tien keer zo groot zijn als het aantal cellen. Onze data en de voorgenomen analyses voldoen niet aan dit criterium. Tegelijkertijd vermeldt deze auteur dat het in de praktijk moeilijk is een dergelijk criterium te handhaven, hetgeen ook in ons geval opging.

Literatuur

- Alestało, M., K.M. Slomczynski & W. Wesolowski (1978). Patterns of social stratification. In: E. Allardt & W. Wesolowski (Eds.), *Social structure and change, Poland and Finland; comparative perspective*. Warsaw, Polish Scientific Publishers, 120-147.
- Bakker, B.F.M., J. Dronkers & H.B.G. Ganzeboom (Eds.) (1984). *Social stratification and mobility in the Netherlands*. Amsterdam, SISWO.
- Beskid, L. (Ed.) (1986). *Conditions and need satisfactions in Poland*. Research report. Institute for Philosophy and Sociology, Polish Academy of Science, Warsaw.
- Dobson, R.B. (1977). Mobility and stratification in the USSR. *Annual Review of Sociology*, 3, 297-329.
- Fienberg, S.E. (1978). *The analysis of cross-classified data*. Cambridge, Mass., MIT Press.
- Ganzeboom, H.B.G. (1984). Causal models for the intergenerational transmission of social inequality in the Netherlands in 1958 and 1977. In: B.F.M. Bakker, J. Dronkers & H.B.G. Ganzeboom (Eds.), *Social stratification and mobility in the Netherlands*. Amsterdam, SISWO, 109-123.
- Heinen, A., & A. Maas (1984). *Het NPAO Arbeidsmarktonderzoek*. Institute for Social Research IVA, Catholic University, Tilburg.
- Holmes, B. (Ed.) (1983). *International handbook of educational systems*. Vol. 1. New York, Wiley and Sons.
- Kemenade, J.A. van (1986) (Red.). *Onderwijs in hoofdlijnen*. Groningen, Wolters-Noordhoff.
- Kolosi, T., J.L. Peschar & P. Róbert (1985). On reduction of social reproduction. A Hungarian-Netherlands comparison in the effect of social origin on occupational position. In: M. Kaiser, R. Nuthman & H. Stegman (Eds.), *Berufliche Verbleibsforschung in der Diskussion*. Beiträge aus der Arbeitsmarkt und Berufsforschung. Band 90/2. Nürnberg, IAB, 3-29.
- Mach, B.W. (1987). *Entwicklung und Function des polnischen Bildungssystems*. CASMIN-projekt, Universität Mannheim.
- Meyer, J.W., N.B. Tuma & K. Zagórski (1979). Education and occupational mobility: a comparison of Polish and American men. *American Journal of Sociology*, 84, 978-986.
- Peschar, J.L. (1984). Comparative social stratification in Hungary and the Netherlands. In: B.F.M. Bakker, J. Dronkers & H.B.G. Ganzeboom (Eds.), *Social stratification and mobility in the Netherlands*. Amsterdam, SISWO, p. 123-152.

- Peschar, J.L. (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.
- Peschar, J.L., R. Popping & B.W. Mach (1986). Educational mobility in Poland and the Netherlands. *Netherlands Journal of Education*, 1, 119-139.
- Pohoski, M. & K.M. Slomczynski (1978). *Spoleczna klasyfikacja zawodow*. Institute for Philosophy and Sociology, Polish Academy of Sciences, Warsaw.
- Pohoski, M., S. Pöntinen & K. Zagórski (1978). Social mobility and socio-economic achievement. In: E. Allardt & W. Wesolowski (Eds.), *Social structure and change: Finland and Poland; comparative perspectives*. Polish Scientific Publishers, Warsaw, p. 147-164.
- Simkus, A.A. (1982). Comparative stratification and mobility. In: J.M. Armer & R.M. Marsh (Eds.), *Comparative sociological research in the nineteen-sixties and the nineteen-seventies*. Leyden, Brill, p. 213-236.
- Slomczynski, K.M. (1983). *Pozycja zawodowa i jej zwiazti z wykształceniem*. Institute for Philosophy and Sociology, Polish Academy of Sciences, Warsaw.
- Slomczynski, K.M. (1986). The attainment of occupational status; a model with multiple indicators. In: K.M. Slomczynski & T.K. Krauze (Eds.), *Social stratification in Poland. Eight empirical studies*. Armonk, New York, M.E. Sharpe, p. 78-104.
- Treiman, D.J. (1977). *Occupational prestige in comparative perspective*. New York, Academic Press.
- Zagórski, K. (in collaboration with R. Andorka, N.B. Tuma & J.W. Meyer) (1984). Comparison of social mobility in different socio-economic systems. In: M. Niessen, J.L. Peschar & Ch. Kourilsky (Eds.), *International comparative research; social structure and public institutions in eastern and western Europe*. Oxford, Pergamon Press, p. 13-43.