

# Verandering van onderwijskansen in Nederland tussen 1900 en 1980

Harry B.G. Ganzeboom en Paul M. de Graaf

## 1. Theoretische achtergrond en probleemstellingen

De algemene vraag die achter de vergelijkende analyse van intergenerationale mobiliteitspatronen steekt, is in hoeverre er tussen samenlevingen verschillen bestaan in het verband tussen kenmerken van ouders en hun kinderen en hoe de waargenomen fluctuaties te verklaren zijn. De vergelijkende analyse kan daarbij zowel betrekking hebben op verschillen tussen landen als op verschillen tussen tijdstippen. Volgens traditionele stratificatietheorieën luidt het antwoord op deze vraag dat in modernere samenlevingen een verzwakking van de intergenerationale samenhang van statusposities zal optreden onder invloed van twee groepen factoren: economische en politieke.

De veronderstelde invloed van economische factoren kan als volgt worden samengevat. De groei van de economie met de daaraan verbonden noodzaak tot optimale selectie van arbeidskrachten, de verandering van de beroepstructuur, waaruit 'bezit'-beroepen in toenemende mate verdwijnen en de 'kennis'-beroepen sterk in betekenis toenemen, de gegroeide communicatie en ruimtelijke mobiliteit en het verdwijnen van traditionele scheidslijnen volgens etniciteit en religie zouden alle bijdragen aan een moderniseringsproces waarin een verschuiving van selectie volgens sociale herkomstcriteria naar selectie volgens prestatiecriteria plaatsvindt. Volgens deze redenering zou de sociale mobiliteit toenemen onder condities van economische ontwikkeling.

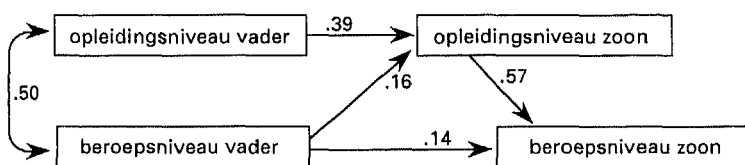
Politieke invloeden zouden opereren naast de economische factoren en deze extra kracht bijzetten. De mate waarin overheden ingrijpen in het stratificatieproces om de kansen van de onderliggende groepen te bevorderen, kan verschillen tussen landen en tijdstippen. Doorgaans wordt verondersteld dat in socialistisch gerichte landen zulk ingrijpen sterker is dan in kapitalistische landen. Soortgelijke verschillen in overheidsingrijpen zouden be-

staan tussen kapitalistische landen waarin socialisten een relatief sterke of een relatief zwakke politieke positie hebben. Binnen landen kan men veronderstellen dat politiek ingrijpen volgens het socialistische model (of het politieke stelsel nu socialistisch is of niet) en het expliciet volgens prestatiecriteria opzetten van selectieprocessen in recentere perioden vaker is opgetreden dan voorheen.

In bovenstaande redeneringen is geen nadere differentiatie aangebracht tussen de verschillende stappen in het proces waarin sociale ongelijkheid van de ene generatie naar de volgende wordt doorgegeven. Deze overdracht verloopt via meerdere schakels en het is duidelijk dat deze schakels zich verschillend kunnen gedragen onder de geschetste economische en politieke invloeden. Met verwijzing naar het klassieke statusverwervingsmodel (Blau en Duncan, 1967), zoals geschetst in figuur 1, kan de overdracht van sociale ongelijkheid tussen generaties in ten minste drie schakels worden opgedeeld:

- a. de directe overdracht van beroepen, in het bijzonder via daarmee verbonden bezitsoverdracht,
- b. de mate van associatie tussen de positie van ouders en het door hun kinderen bereikte onderwijsniveau, en
- c. de mate van associatie tussen het bereikte onderwijsniveau en de uiteindelijke beroepspositie.

In dit artikel houden we ons uitsluitend bezig met de tweede schakel van dit proces, de afhankelijkheid van onderwijskansen van statusposities van de ouders. We gaan na welke ontwikkelingen hierin op lange termijn in Nederland te ontdekken zijn.



Bron: De Graaf, 1987, p. 5.

*Figuur 1. Het statusverwervingsmodel voor Nederland*

Het is theoretisch voor de hand liggend dat de invloed die van de positie van ouders op de onderwijskansen van hun kinderen uitgaat, op eendere wijze door de genoemde economische en politieke factoren wordt beïnvloed als andere vormen van intergenerationele overdracht van statusposities. Economische ontwikkeling, modernisering en daaruit voortvloeiende processen

zullen ervoor gezorgd hebben dat ambities om hoog te eindigen in het onderwijs gelijker gespreid zijn onder sociale lagen en dat selectieprocessen in het onderwijs verlopen met een geringere aandacht voor de sociale achtergrond.

Tegelijkertijd kan worden verondersteld dat er een werking is uitgegaan van politiek ingrijpen. De aard van dit politiek ingrijpen kan gepreciseerd worden tot het wegnemen van financiële barrières in het onderwijs door financiële ondersteuning van lagere inkomensgroepen, en het ondernemen van specifieke onderwijskundige hervormingen om de kansen van kinderen van lagere statusgroepen te bevorderen. In dit verband dringt zich in Nederland natuurlijk in het bijzonder de Mammoethervorming (rond 1969) op, maar ook eerder waren er in de loop der jaren expliciete maatregelen getroffen om de toegankelijkheid van het Nederlandse onderwijsstelsel voor lagere statusgroepen te bevorderen (studiefinanciering, verdichting onderwijsstructuur, leerplichtverlenging, kinderbijslag).

Naast deze traditionele moderniseringshypothesen bestaan er ook wel andere gedachten over de feitelijke ontwikkelingen van onderwijskansen. Alternatieve hypothesen hebben niet uitsluitend een theoretische herkomst, maar vonden hun aanleiding ook in empirische bevindingen. Zo is voor Nederland uit historisch vergelijkend onderzoek naar schoolloopbanen al heel wat bekend dat in strijd lijkt met de veronderstelde groei naar openheid. Dronkers (1983) komt tot de conclusie dat in een aantal verschillende historische vergelijkingen van cohorten van leerlingen die de overgang maken naar het voortgezet onderwijs, niets te merken is van een verzwakking van de invloed van de sociale status van de ouders. Ook Peschar (1987) komt bij een vergelijking van vier cohorten, geboren tussen 1925 en 1965, tot de bevinding dat er in Nederland – evenmin als in Polen en Hongarije – iets in de relatieve onderwijskansen veranderd is. Ook in andere landen zijn er aanwijzingen dat niet altijd sprake is van een duidelijke verschuiving in de richting van grotere openheid. Zo vonden Halsey, Heath en Ridge (1980) voor Engeland en Wales, Simkus en Andorka (1982) voor Hongarije, en Hauser en Featherman (1976) voor de Verenigde Staten weinig verandering. Wanneer men op de stand van het huidige onderzoek zou afgaan, zou men veeleer zoeken naar een verklaring voor het stabiel blijven van de samenhang tussen statusposities van ouders en hun kinderen, dan voor de uit de moderniserings-theorie verwachte verzwakking van dit verband.

Er zijn dan ook theorieën in omloop die doen verwachten dat de traditioneel verwachte groei naar openheid niet heeft plaatsgevonden en daarvoor een verklaring geven. De belangrijkste onder deze theorieën is de culturele reproductietheorie (Bernstein, 1971; Bourdieu, 1973; Collins, 1971; De Graaf, 1987). Volgens deze gedachtengang worden onderwijskansen het

sterkst beïnvloed door de *culturele* kenmerken die leerlingen en studenten van huis uit meekrijgen. Hieronder wordt zowel de feitelijke beheersing van de leerstof gerekend, als het meebrengen van ambities en de beheersing van gedragscodes die met de zakelijke inhoud van het onderwijs niet zoveel te doen hebben, maar wel in onderwijssituaties van de leerlingen worden verlangd. Leerlingen uit de betere milieus komen al op deze punten beter toegepast het onderwijs binnen en zijn daarom beter in staat van het gebodene wat op te steken en selectie te doorstaan. Belangrijker dan de selectie op feitelijke prestaties is wellicht zelfs de zelfselectie die tot stand komt via de beslissing al dan niet door te studeren of voortijdig het onderwijs te verlaten. Zulke beslissingen zijn veel vaker bepalend voor het uiteindelijk bereikte niveau in de onderwijsloopbaan dan de behaalde resultaten en zijn sterker gebonden aan ambities en gedragsproblemen dan aan de feitelijke prestaties. Een belangrijk feit dat spreekt in het voordeel van de culturele reproductietheorie is dat de onderwijskansen van kinderen van ouders met culturele expertise inderdaad verreweg het grootst zijn van allen: hierbij behoren met name kinderen van onderwijsgeevenden, wetenschappers en andere culturele experts (Bourdieu, 1973; Dronkers, 1986).

Een ander argument uit de culturele reproductietheorie om het gelijk blijven of zelfs stijgen van de sociale ongelijkheid in onderwijskansen te verklaren, zit in de veranderingen van de aard van het onderwijs. Veel hervormingen in het onderwijs zouden zo kunnen worden geïnterpreteerd dat zou mogen worden verwacht dat de culturele bagage die men van huis meeneemt, eerder van groter dan van kleiner belang is geworden om de eindstreep te halen. In de plaats van te memoriseren lesstof treedt de individuele creativiteit, voor maatschappelijk stuk toepasbare vaardigheden komt de algemene ontwikkeling in de plaats, en de disciplinerende is vervangen door de zelfdiscipline. Met andere woorden, de aard van het curriculum is aangepast aan de vaardigheden van hen die er toch al goed in waren.

In ander onderzoek is echter op een aantal punten naar voren gekomen dat er in Nederland wel sprake is van een groei naar intergenerationele openheid. Dit onderzoek had in eerste instantie betrekking op beroepsmobiliteit, de bivariate relatie tussen de minst sterk verbonden relatie in figuur 1. In een vergelijking tussen gegevens van Van Tulder (1962), betrekking hebbende op 1954 en gegevens uit het CBS-Leefsituatiesurvey 1977 (Ganzeboom en De Graaf, 1983) werd aangetoond dat er wat betreft intergenerationele prestigemobiliteit een flinke verschuiving in de richting van openheid heeft plaatsgevonden. In een analyse van beroepsmobiliteit berustend op tien surveys gehouden tussen 1970 en 1985 (Ganzeboom e.a., 1987) werd deze conclusie bevestigd voor intergenerationele beroepsmobiliteit, waarbij de beroepen wer-

den ingedeeld naar een internationaal gangbare indeling van beroepsklassen.

Aan de analyse van beroepsmobiliteit kleven verschillende moeilijkheden die men kan omzeilen bij de analyse van opleidingsmobiliteit (Peschar, 1987). Een van de moeilijkheden is dat analyses van beroepsmobiliteit in de praktijk tot mannen (vaders, zonen) beperkt moeten worden; bij opleidingsmobiliteit kan men zowel mannen als vrouwen in analyse nemen. Een andere moeilijkheid van de analyse van beroepsmobiliteit is dat het onduidelijk is op welke periode de gegevens eigenlijk betrekking hebben: omdat de gewone intergenerationele beroepsmobiliteit bewegingen bevat van personen van verschillende leeftijd op verschillende punten in hun loopbaan, zijn deze bewegingen niet eenduidig in de tijd plaatsbaar. Omdat het afsluiten van de opleiding vrijwel steeds in een beperkte levensfase plaatsvindt, kan men historische ontwikkelingen hierbij veel nauwkeuriger traceren dan bij beroepsmobiliteit.

Een recente loglineaire vergelijking van opleidingsmobiliteit (Ganzeboom en De Graaf, 1989), goeddeels op dezelfde gegevens berustend als de in dit artikel gebruikte, leverde als eenduidige conclusie op dat in Nederland in de periode 1900-1980 de associatie tussen uiteindelijk behaald opleidingsniveau en het niveau van vaders opleiding ongeveer is gehalveerd. De hierboven al genoemde en daarmee in strijd zijnde conclusies van Peschar (1987) uit een soortgelijke analyse dat er geen verschuiving opgemerkt kan worden, ligt aan het feit dat diens materiaal een meer beperkte periode bestrijkt en van veel geringe omvang is dan dat van Ganzeboom en De Graaf (1989).

De vergelijking van onderwijsmobiliteit tussen een groot aantal leeftijdscohorten achten wij in veel opzichten tevens meer valide dan de eerder vermelde resultaten voor Nederland (Dronkers, 1983), die steeds betrekking hebben op de vergelijking tussen slechts twee geboortecohorten en op een beperkt aspect van de schoolloopbaan. Deze onderzoeken spitsen zich met name toe op de overgang van primair naar secundair onderwijs en geen van deze vergelijkingen heeft betrekking op het uiteindelijk behaalde onderwijsniveau. Dit is van groot belang, omdat er aanwijzingen zijn dat de milieu-invloed in het onderwijs afneemt, naarmate het schoolniveau hoger wordt, terwijl op elk niveau beslissingen over een voortzetting van de schoolloopbaan in gelijke mate afhankelijk zijn gebleven van sociale herkomst (Mare, 1981). Een van de verklaringen voor gestegen opleidingsmobiliteit zou dan ook kunnen zijn dat het gemiddelde opleidingsniveau sterk is toegenomen. Als steeds meer kinderen de eerste (zelf)selectiepunten in het onderwijs 'overleven', dan worden daardoor automatisch de latere en minder milieugebonden selectiepunten belangrijker.

De verwachtingen omtrent de lange-termijnontwikkelingen in sociale ongelijkheid in onderwijskansen kunnen derhalve nogal uiteenlopen, al naar gelang het theoretische perspectief dat men hanteert. Wanneer we ons concentreren op historische ontwikkelingen in onderwijskansen in Nederland, is de eerste vraag waarop we ons moeten werpen:

1. In hoeverre is er sprake van een groei van (on)gelijkheid van onderwijskansen?

Vanuit de traditionele moderniseringstheorie mogen we een meerjarige trend in de richting van grotere openheid verwachten, de culturele reproductietheorie is te verenigen met het gelijkblijven of zelfs groter worden van de ongelijkheid van kansen.

Vanuit het culturele reproductieperspectief laten zich in het bijzonder vragen stellen over de relatieve invloed van culturele en economische achtergronden in de bepaling van onderwijskansen en ontwikkelingen daarin. Deze relatieve invloed van de culturele versus economische achtergrond laat zich in eerste instantie het best indiceren als het contrast tussen opleiding en beroep van de ouders. In tweede instantie zullen we ook het verschil in werking tussen economische en culturele status van beroepen bekijken. De tweede onderzoeksvraag luidt derhalve:

2. In hoeverre is het waar dat vaders opleiding een steeds grotere rol bij de sociale ongelijkheid in onderwijskansen is gaan spelen, in verhouding tot het beroep?

Uitgewerkt naar de economische en culturele dimensies van vaders beroepspositie, luidt dezelfde vraag:

3. In hoeverre is het waar dat vaders culturele beroepsstatus een steeds grotere rol bij de sociale ongelijkheid in onderwijskansen is gaan spelen, in verhouding tot zijn economische beroepsstatus?

## 2. Gegevens

Onze gegevens zijn ontleend aan een door ons samengevoegd bestand, op basis van veertien bevolkingssurveys die tussen 1970 en 1985 zijn gehouden. Hoewel de meeste van deze surveys niet expliciet intergenerationele overdracht van ongelijkheid als onderzoeksdoel hadden, bevatten ze alle adequate informatie over de onderwijs- en beroepspositie van zowel de respondenten als hun vaders. Op andere plaatsen zijn reeds analyses van dit bestand (N = 22787) gepubliceerd (Ganzeboom e.a., 1987; Ganzeboom en De Graaf, 1989), die respectievelijk op (bivariate) beroeps- en opleidingsmobiliteit betrekking hebben. Gezien de huidige vraagstelling beperken we ons hier tot

die surveys, waarin naast het opleidingsniveau van de respondenten zowel het opleidings- als het beroepsniveau van de vaders is opgenomen. Doordat niet in alle bestanden vaders beroep is opgenomen, of doordat dat beroep niet in de viercijferige CBS-classificatie is gecodeerd, daalt het aantal te analyseren eenheden. In totaal analyseren we gegevens over 11244 individuen – 6128 mannen en 5116 vrouwen – uit tien bestanden. In de appendix wordt een overzicht geboden van deze databronnen, welke alle representatief zijn voor de Nederlandse bevolking in het betreffende surveyjaar. Alle gegevens zijn verzameld door professionele instanties en zijn uitgebreid door de originele onderzoekers bewerkt en geanalyseerd, waardoor borg kan worden gestaan voor de kwaliteit. Het gebruik van meerdere surveys zorgt er niet alleen voor dat het aantal te analyseren eenheden groot is, maar ook dat er toevallige vertekeningen die eigen zijn aan de steekproefprocedures en metingen worden gerandomiseerd. Het totale bestand vormt een steekproef uit de Nederlandse bevolking geboren tussen 1891 en 1960 en nog in leven tussen 1970 en 1985.

De steekproef is in veertien even brede geboortecohorten onderverdeeld; de oudste is geboren tussen 1891 en 1895, de jongste tussen 1956 en 1960. Gezien het feit dat voor ieder de belangrijkste keuze plaatsvindt rond het 12e levensjaar en voor de hoogst opgeleiden de uiteindelijke beslissing meestal valt voor het 20ste levensjaar, impliceert dit dat onze gegevens globaal gezien betrekking hebben op de periode tussen 1900 en 1980. Dit betekent dat er op basis van deze gegevens nog niet veel te zeggen valt over de gevolgen van de Mammoetwet, die immers pas in 1969 is ingevoerd en die uitsluitend door onze jongste cohort is meegemaakt.

In een eerder artikel (Ganzeboom en De Graaf, 1989) hebben we uitsluitend de bivariate relaties tussen de opleidingsniveaus van mannen en vrouwen en hun vaders aan een (loglineaire) analyse onderworpen. Hieruit bleek dat het associatiepatroon in de onderwijsmobiliteitstabel relatief goed is weer te geven via één parameter, soortgelijk aan een gewone correlatie- of regressiecoëfficiënt. In de hier gerapporteerde analyse maken we gebruik van multiple regressiemodellen, geschat via gewone kleinste kwadraten-minimalisering (Ordinary Least Squares). Het voordeel van deze modellen is dat ze multivariate conclusies toelaten: we betrekken zowel het opleidingsniveau als het beroepsniveau van de vaders<sup>1</sup> van de respondenten in de analyse.

Ten einde de vergelijkbaarheid tussen de cohorten te garanderen, zijn de opleidingsgegevens zowel voor de respondenten als hun vaders teruggebracht tot de volgende vier niveaus, welke overeenkomen met de Standaard Onderwijsindeling van het CBS (CBS, 1986), met dien verstande dat de twee laagste en de twee hoogste categorieën daarvan zijn samengenomen:

1. alleen lager onderwijs (of minder dan lager onderwijs), inclusief VGLO;
2. lager beroepsonderwijs, lager en middelbaar algemeen voortgezet onderwijs (LBO, MULO/MAVO); dit onderwijs duurt ongeveer tot de leeftijd van 16 jaar;
3. middelbaar beroepsonderwijs of hoger algemeen voortgezet onderwijs (MBO, HBS, MMS, Gymnasium, HAVO, VWO); onderwijs dat op ongeveer de 18-jarige leeftijd kan worden afgesloten;
4. hoger beroepsonderwijs en wetenschappelijk onderwijs; hierin zijn alle vormen van tertiair onderwijs opgenomen.

De beroepsgegevens van de vaders zijn gecodeerd volgens de viercijferige CBS-classificatie (CBS, 1984). Om de hypothesen over de invloed van het beroep van de vader te kunnen nalopen, maken we gebruik van een drietal afleidingen van dit viercijferige beroepsniveau:

- a. Het *beroepsprestige* volgens de Ultee-Sixma schaal (Sixma en Ultee, 1983). Dit is een meting van het sociaal aanzien dat beroepen in de Nederlandse samenleving genieten.<sup>2</sup>
- b. De *sociaal-economische index* (SEI) van beroepsstatus als geconstrueerd door Klaassen en Luijkx (1987). Deze is geconstrueerd uit de gemiddelde opleidings- en inkomensniveaus van beroepsgroepen en verwijst daarmee direct naar hulpbronnen die in belangrijke mate behulpzaam kunnen zijn bij het tot stand komen van een schoolloopbaan.
- c. De *economische en culturele status* van beroepen (Ganzeboom, De Graaf en Kalmijn, 1987), welke in tegenstelling tot de beide vorige indelingen niet een- maar tweedimensioneel van karakter is. De economische statusdimensie van beroepen verwijst naar de economische karakteristieken (inkomen en bezit, omgang met financiële zaken) waarover beroepsgroepen beschikken, de culturele status naar de culturele karakteristieken (opleiding, kennis, omgang met teksten, culturele gedragingen) die typerend zijn voor beroepsgroepen.

Volgens de culturele reproductietheorie zal met name de culturele status van het vaderlijk beroep van invloed zijn op het uiteindelijk bereikte opleidingsniveau en zal het economische niveau er minder toe doen. Omdat de prestige-index en de sociaal-economische index geen onderscheid maken tussen de culturele en de economische dimensie, mag verwacht worden dat deze wat minder variantie verklaren. Gezien de constructie van de sociaal-economische index, waarin de gemiddelde inkomenspositie sterker meetelt dan de gemiddelde opleidingspositie, is het verder te verwachten dat deze van de drie alternatieven het minste variantie zal verklaren.



### 3. Analyse

Voor de multivariate analyse van de effecten van vaders beroeps- en opleidingspositie schatten we steeds de effecten die drie groepen van kenmerken hebben op het bereikte onderwijsniveau van de respondenten uit de opeenvolgende leeftijdscohorten:

- a. effecten van vaders opleidingsniveau,
- b. effecten van vaders beroepsniveau, en
- c. effecten van de 'tijd', welke tot uiting komt in de groei van het intercept in de regressie-vergelijkingen en de algemene groei van het onderwijsniveau representeert.

Deze drie groepen van effecten, waarvan er steeds veertien zijn (voor elk cohort één), worden vervolgens gemodelleerd door er restricties aan op te leggen. Dat gebeurt door na te gaan of de cohortverschillen adequaat kunnen worden weergegeven via een lineaire trend, dan wel dat er sprake is van een constant effect over de bestudeerde periode.

In tabel 1 wordt deze procedure gevolgd. In deel A van tabel 1 wordt het beroep van de vader geïndiceerd door *prestige*, in deel B door de *Sociaal Economische Index*. In model (1) wordt voor elke geboortecohort een aparte coëfficiënt geschat voor de effecten van vaders opleiding, van vaders beroepsprestige en voor de algemene onderwijsstijging (intercept). Dit model wordt, net als alle volgende modellen, afzonderlijk voor mannen en vrou-

Tabel 1. Regressiemodellen voor effecten van vaders opleidings- en beroepsniveau (*prestige* en *SEI*) op het hoogst bereikte opleidingsniveau, afzonderlijk voor mannen ( $N = 6128$ ) en vrouwen ( $N = 5116$ )

A: Modellen met beroepsprestige vader:

Modellen			mannen		vrouwen
opleiding vader	beroepsprestige vader	intercept	aantal parameters	SS <sub>model</sub>	SS <sub>model</sub>
(1) Cohort	Cohort	Cohort	42	1726.58	1654.51
(2) Cohort	Cohort	Trend	30	1719.47	1646.85
(3) Trend	Cohort	Trend	18	1712.58	1642.45
(4) Trend	Trend	Trend	6	1700.52	1621.48
(5) Trend	Constant	Trend	5	1692.61	1621.25
(6) Constant	Trend	Trend	5	1657.62	1605.73
(7) Trend	Trend	Constant	5	1485.29	1483.00

Contrasten:	mannen				vrouwen		
	df	SS	F	p	SS	F	P
(2)-(1)	12	7.12	.74	n.s.	7.66	.98	n.s.
(3)-(2)	12	6.89	.72	n.s.	4.40	.56	n.s.
(4)-(3)	12	12.06	1.25	n.s.	20.96	2.66	< .01
(5)-(4)	1	7.91	9.83	<.001	.23	.35	n.s.
(6)-(4)	1	42.90	52.96	<.001	15.76	23.91	<.001
(7)-(4)	1	315.24	376.62	<.001	138.49	202.77	<.001

*B: Modellen met beroepsSEI vader:*

Modellen				mannen		vrouwen	
opleiding vader	beroeps-SEI vader	intercept	aantal parameters	SS <sub>model</sub>		SS <sub>model</sub>	
(1) Cohort	Cohort	Cohort	42	1755.51		1665.94	
(2) Cohort	Cohort	Trend	30	1748.42		1658.37	
(3) Trend	Cohort	Trend	18	1743.46		1653.30	
(4) Trend	Trend	Trend	6	1731.82		1632.04	
(5) Trend	Constant	Trend	5	1711.87		1627.65	
(6) Constant	Trend	Trend	5	1701.46		1621.53	
(7) Trend	Trend	Constant	5	1508.45		1486.03	

Contrasten:		mannen			vrouwen		
contrast	df	SS	F	p	SS	F	p
(2)-(1)	12	7.09	.74	n.s.	7.57	.97	n.s.
(3)-(2)	12	4.96	.52	n.s.	5.07	.65	n.s.
(4)-(3)	12	11.64	1.24	n.s.	21.27	2.71	< .01
(5)-(4)	1	19.95	24.94	<.001	4.39	6.70	<.001
(6)-(4)	1	30.36	37.86	<.001	10.51	16.01	<.001
(7)-(4)	1	223.38	267.84	<.001	146.01	214.09	<.001

Schaal beroepsprestige is geconstrueerd door Sixma en Ultee (1983).

Schaal beroepsSEI is geconstrueerd door Klaassen en Luijkx (1987).

Opleidingsniveau vader en zoon/dochter in vier niveaus.

Parameters: Cohort = afzonderlijke parameter voor elke cohort

Trend = lineaire trend over cohorten

Constant = geen verschillen tussen cohorten.

SS<sub>total</sub>: 6614.65 (mannen) en 4973.93 (vrouwen).

wen geschat. In modellen (2) tot en met (7) worden de 42 in model (1) geschatte coëfficiënten aan restricties onderworpen. Bij elk model wordt de verklaarde kwadratensom ( $SS_{\text{model}}$ ) vermeld. Deze kunnen vergeleken worden met de in de voet van de tabel vermelde totale kwadratensom ( $SS_{\text{total}}$ ). Het verschil tussen modellen kan op statistische significantie getest worden met behulp van de volgende F-toets:

$$F(df_a - df_b, N - df_b) = \frac{(SS_a - SS_b) / (df_a - df_b)}{(SS_{\text{total}} - SS_b) / (N - df_b)}$$

waarbij model b het model met het kleinste aantal geschatte parameters (en dus het kleinste aantal verbruikte) vrijheidsgraden is.

De resultaten van de modellen met prestige en de modellen met SEI lopen niet sterk uiteen. In strijd met de verwachtingen uit de culturele reproductietheorie blijkt dat de door modellen met SEI verklaarde kwadratensom steeds wat groter is dan die van de modellen met prestige. Dit wijst erop dat SEI een (iets) betere voorspeller van het behaalde opleidingsniveau is dan prestige. De meeste verschillen tussen de modellen volgen echter een eender patroon voor prestige en SEI.

Voor het contrast van modellen (2) en (1) is de F-waarde niet significant. De inhoudelijke conclusie hierbij is dat de groei van het onderwijsniveau (netto van veranderingen in de invloed van sociale herkomst) over de verschillende cohorten bij zowel mannen als vrouwen kan worden voorgesteld via een rechte lijn: er is sprake geweest van een lineaire groei in onderwijsniveau.

In modellen (3) en (4) worden aan het model nieuwe restricties toegevoegd om te toetsen of respectievelijk het effect van vaders opleiding en vaders beroepsprestige c.q. SEI door een lineaire trend voor te stellen zijn. De contrasten tussen modellen (3) en (2) en tussen (4) en (3) zijn beide niet significant en een lineair model geeft derhalve ook hier een aannemelijke voorstelling van zaken. Dit betekent dat het verloop van de effecten van vaders opleiding, vaders beroepsprestige c.q. SEI en het intercept met zes coëfficiënten kunnen worden gemodelleerd. In modellen (5) tot en met (7) wordt vervolgens getoetst of de drie groepen effecten wellicht constant zijn over de veertien geboortecohorten. In model (5) gebeurt dit voor de effecten van vaders beroepsprestige c.q. SEI, in model (6) voor die van vaders opleidingsniveau, en in model (7) voor het intercept. Voor de mannen moeten deze drie hypothesen alle worden verworpen. Daardoor komen we tot de conclusie dat er voor alle drie de effecten sprake is van of een lineaire groei of een lineaire daling; de coëfficiënten zullen vertellen wat het geval is.

Voor vrouwen is het uiteindelijke resultaat minder eenvoudig. De effecten van vaders beroep zijn voor hen niet zonder meer weer te geven in een lineaire trend (contrast tussen modellen (4) en (3)). Verder blijkt dat, als we toch van een lineaire trend zouden uitgaan, voor vrouwen de effecten van vaders beroepsprestige samen te vatten zijn als een constante, terwijl dit niet het geval is wanneer vaders beroep naar sociaal-economische status geschaald is. Dit komt erop neer, dat er bij vrouwen een significant (maar niet-lineair) verschil tussen cohorten is in het effect van vaders sociaal-economische status en een constant effect van vaders beroepsprestige. Over het geheel genomen blijft niettemin model (4) ons geprefereerde model: de effecten van vaders opleiding, van vaders beroep en van de netto onderwijsgroei zijn alle drie samengevat in een lineaire trend.

De aard van de trends is weergegeven in delen A en B van tabel 2; de coëfficiënten zijn ontleend aan de geprefereerde modellen (4) van deel A (*beroepsprestige*) en deel B (*SEI*) uit tabel 1. De schattingen geven aan dat voor mannen zowel het effect van vaders beroep – en het maakt niet uit of dat gemeten is als prestige of als SEI – als het effect van vaders opleiding aanzienlijk is gedaald. Het effect van vaders opleiding is gedaald van 0.6958 voor de oudste naar 0.2122 voor de jongste geboortecohort, wanneer ook prestige in de regressie is opgenomen; dit betekent een afname tot 30%. Wanneer vaders beroep in SEI is gecodeerd neemt het effect af van 0.6381 tot 0.2234, een afname tot 35%. Ook het effect van vaders beroep is meer dan gehalveerd in het bestudeerde tijdvak. Het effect van prestige is gedaald van 0.0132 naar 0.0054 (afname tot 40%), het effect van SEI van 0.0204 naar 0.0035 (afname tot 17%). Het intercept is in het gelijke tijdvak gestegen met ongeveer 2.1 (13 maal 0.1617).

Voor vrouwen geldt eveneens dat er sprake is van een trend naar een grotere gelijkheid in bereikt onderwijsniveau. Het effect van vaders opleiding is gedaald tot 48% wanneer vaders beroep als prestige, en tot 54% wanneer het als SEI is gecodeerd. Het effect van vaders prestige heeft voor de oudste cohort een waarde van 0.0074 en voor de jongste van 0.0063, een afname tot 85%. Zoals al gezien is deze afname statistisch niet significant. Dat is wel het geval voor de afname in het effect van vaders SEI dat is afgenomen tot 40%.

Dezelfde modellen worden nog eens grafisch weergegeven in figuur 2. De rechte lijnen geven hierbij de lineaire trends weer uit model (4), terwijl de afzonderlijke punten de schattingen van dezelfde effecten uit het ‘verzadigde’ model (1) weergeven. Vergelijking tussen deze punten en de lijn biedt de mogelijkheid om nog eens te bekijken of en waar er sprake is van niet-lineariteit.

Tabel 2. Geschatte effecten van vaders opleidings- en beroepsniveau (prestige en SEI) op het hoogst bereikte opleidingsniveau, afzonderlijk voor mannen (N= 6128) en vrouwen (N= 5116), volgens het geprefereerde model (4) uit tabel 1

A: Effecten volgens model (4) van tabel 1 met beroepsprestige vader

	mannen		vrouwen	
verloop effect vaders opleiding	.6958 (.0482)	- .0372 * cohort (.0051)	.5871 (.0467)	- .0235 * cohort (.0048)
verloop effect vaders beroepsprestige	.0132 (.0019)	- .0006 * cohort (.0002)	.0074 (.0019)	- .0001 * cohort (.0002)
verloop intercept	.1674 (.0887)	+ .1617 * cohort (.0099)	.0453 (.0868)	+ .1383 * cohort (.0095)

B: Effecten volgens model (4) van tabel 1 met beroepsSEI vader

	mannen		vrouwen	
verloop effect vaders opleiding	.6381 (.0491)	- .0319 * cohort (.0052)	.5441 (.0473)	- .0194 * cohort (.0048)
verloop effect vaders beroepsSEI	.0204 (.0023)	- .0013 * cohort (.0002)	.0131 (.0022)	- .0006 * cohort (.0002)
verloop intercept	-.0243 (.0956)	+ .1770 * cohort (.0106)	-.1186 (.0938)	+ .1522 * cohort (.0102)

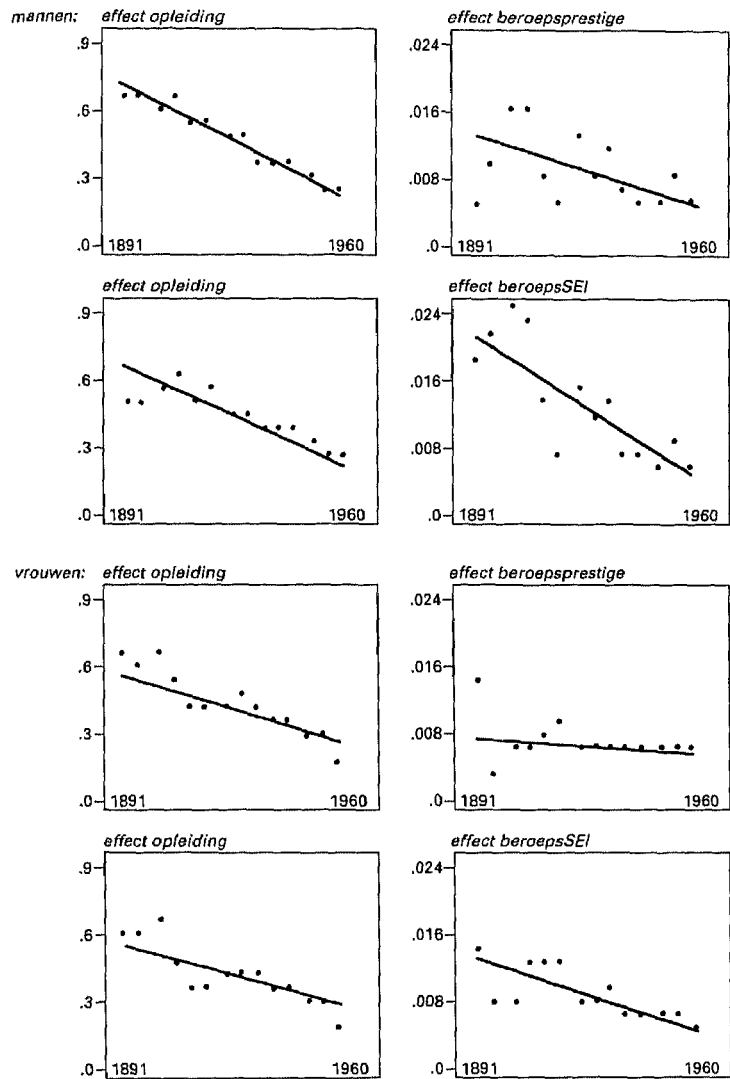
C. Gestandaardiseerde effecten volgens model (4) van tabel 1 met beroepsprestige vader

	mannen		vrouwen	
	oudste cohort	jongste cohort	oudste cohort	jongste cohort
vaders opleiding	.562	.246	.574	.183
vaders beroepsprestige	.269	.109	.325	.141

D: Gestandaardiseerde effecten volgens model (4) van tabel 1 met beroepsSEI vader

	mannen		vrouwen	
	oudste cohort	jongste cohort	oudste cohort	jongste cohort
vaders opleiding	.515	.259	.532	.337
vaders beroepsSEI	.334	.078	.260	.118

Tussen haakjes: standard errors. Cohorten zijn genummerd 0-13, zodat intercepten betrekking hebben op waarde in de oudste cohort.



De weergegeven parameters horen twee aan twee (per rij) bij dezelfde regressievergelijking.

*Figuur 2. Scattergrammen van de parameters uit modellen 1 van tabel 1 (de effecten van vaders opleidingsniveau, vaders beroepsprestige en vaders beroepsSEI voor 14 geboortecohorten) en de lineaire trend uit modellen (4) van tabel 1*

ten. Het blijkt dat er nogal wat spreiding optreedt rondom de trendlijnen. Enige systematiek is echter in de spreiding niet te ontdekken: ze is waarschijnlijk terug te voeren op steekproeffluctuaties, wat overigens ook al aangegeven werd door de statistische toetsingen. Over het geheel genomen blijkt, dat het lineaire model (4) een zeer adequate representatie van deze fluctuaties geeft. Er is een langdurige trend naar een grotere gelijkheid in onderwijskansen in Nederland, zowel voor mannen als voor vrouwen en zowel wat betreft vaders opleiding als vaders beroep, en het doet er daarbij weinig toe hoe vaders beroep is gecodeerd. Onze jongste geboortecohort dat de Mammoethervorming heeft meegemaakt, neemt geen aparte positie in. Weliswaar nemen we voor die cohort de kleinste herkomsteffecten waar, maar daar staat tegenover dat het effect keurig op de trendlijn ligt.

Daarmee kunnen we concluderen dat onze eerdere bevinding (Ganzeboom en De Graaf, 1989) op basis van de bivariate samenhang tussen de opleidingsniveaus van vaders en kinderen, dat er in de periode 1900-1980 sprake is van een toenemende gelijkheid van onderwijskansen in Nederland, wordt bevestigd. De hypothese dat vooral de effecten van vaders beroep zouden zijn weggevallen, terwijl de effecten van vaders opleiding minder zouden hebben afgenomen of constant zouden zijn gebleven, wordt echter niet eenduidig door de gegevens ondersteund: het effect van SEI is sterker afgenomen dan dat van opleiding, het effect van prestige juist minder. De veronderstelling uit de culturele reproductietheorie dat de culturele positie van het ouderlijk gezin, zoals weergegeven door de opleidingspositie, tegenwoordig in tegenstelling tot vroeger de doorslag geeft in onderwijsloopbanen, vindt daarmee geen ondersteuning.

De regressiemodellen, als gerapporteerd in delen A en B van tabel 2, geven ongestandaardiseerde effecten en zijn uitgedrukt in de natuurlijke eenheden van de variabelen. Daarom kunnen er geen onderling vergelijkbare gewichten voor de onafhankelijke variabelen aan worden ontleend. Om meer te kunnen zeggen over de relatieve betekenis van de verschillende kenmerken van de vader is het nodig de vergelijkingen te standaardiseren door de variabelen uit te drukken in eenheden standaarddeviatie. Daartoe evalueren we de vergelijking van model (4) voor de oudste en jongste cohort door voor deze cohorten geïmpliceerde coëfficiënten te standaardiseren met behulp van de standaarddeviaties die gelden voor de betreffende cohort:

$$\beta = b \frac{sd_x}{sd_y}$$

De betreffende vergelijkingen zijn weergegeven in delen C en D van tabel 2,

opnieuw afzonderlijk voor de modellen waarin vaders beroep als prestige en de modellen waarin het als SEI is gecodeerd. De gestandaardiseerde effecten worden gepresenteerd voor de oudste en de jongste cohort. Het blijkt eenduidig dat vaders opleiding een veel belangrijker determinant van de opleiding is dan vaders beroep, of dit nu als prestige of als SEI geïndiceerd is. Dit is het geval in zowel de oudste als in de jongste cohort en de onderlinge verhouding is nauwelijks verschoven. De veronderstelling van de culturele reproductietheorie dat vaders opleiding als indicator voor culturele achtergrond belangrijker is dan vaders beroep (economische achtergrond) wordt hierdoor gesteund. Ook op basis van deze coëfficiënten is er geen reden om te veronderstellen dat de culturele achtergrond relatief belangrijker is geworden, al is wel duidelijk dat vaders beroep nauwelijks nog enige invloed heeft.

Een nadere toetsing van de veronderstellingen uit de culturele reproductietheorie kan gevonden worden in modellen waarin de beroepspositie niet eendimensioneel, maar tweedimensioneel, in de vorm van een economische en een culturele dimensie, wordt gekwantificeerd (Ganzeboom, De Graaf en Kalmijn, 1987). Het betreft hier twee dimensies van beroepsstatus waarvan tegelijkertijd het effect wordt onderzocht. In beide gevallen gaat het om een hiërarchie, voor culturele status omhoogvoerend van traditionele lage status beroepen (ongeschoolde arbeiders en boeren) naar een culturele elite (onderwijsgevenden, wetenschappers etc.), en voor economische status omhoogvoerend van dezelfde lage status beroepen naar een economische elite (ondernemers, managers). De twee hiërarchieën zijn gecorreleerd (0.88), maar omdat we over zoveel eenheden beschikken, hebben we geen multicollineariteitsproblemen ontmoet.

De relevante informatie staat in tabellen 3 en 4. Op eendere wijze als in de voorgaande analyses wordt hierin nagegaan of de effecten van de culturele en de economische dimensies van beroepsstatus aan trends onderhevig zijn, of wellicht geheel afwezig zijn. We verwachten dat de economische dimensie een slechte voorspeller is voor onderwijskansen, en de culturele dimensie een betere. In model (1) uit tabel 3 wordt verondersteld dat de effecten van beide dimensies een lineaire trend in de tijd hebben. In model (2) wordt deze veronderstelling losgelaten en wordt getoetst of de economische dimensie wellicht constant is gebleven. Voor mannen is dit een toelaatbare veronderstelling, zoals blijkt uit de insignificantie van het contrast tussen modellen (2) en (1). Voor vrouwen is dit contrast wel significant, maar omdat in het model het effect van vaders economische beroepsstatus niet significant is, accepteren we ook voor vrouwen model (2). In model (3) wordt getoetst of ook de effecten van de culturele dimensie van beroepsstatus gelijk zijn gebleven. Dit is niet zo; er is duidelijk sprake van een trend in dit effect. Model (4) ten slotte toetst



de hypothese dat het effect van de economische dimensie van beroepsstatus geheel afwezig is. Dit blijkt een toelaatbare veronderstelling voor mannen, maar niet voor vrouwen. Op grond hiervan geven we voor deze data de voorkeur aan model (2).

De parameters van dit model worden gepresenteerd in deel A van tabel 4. Ze laten zien dat ook hier de trend neerwaarts is en van een omvang die sterk lijkt op die uit de vorige modellen. Meer dan de helft van het effect van vaders culturele beroepsstatus is verdwenen gedurende de bestudeerde periode. Dit is in tegenspraak met de culturele reproductietheorie, die eerder een gelijk blijven zou verwachten. Wel in overeenstemming met de verwachting is dat de culturele dimensie de economische geheel overschaduwde en dat de verklaarde kwadratensom in model (2) van tabel 3 groter is dan de verklaarde kwadratensommen in de modellen met beroepsprestige en SEI in tabel 1. Dit geeft aan dat we hier inderdaad een meer adequate kwantificering van vaders beroepspositie te pakken hebben. In deel 2 van tabel 4 worden de gestandaardiseerde effecten gegeven. Deze laten zien dat ook voor een codering van vaders beroep naar culturele status geldt dat vaders opleiding de belangrijkste voorspeller is voor het bereikte opleidingsniveau. Vaders economische beroepsstatus heeft geen invloed van betekenis.

#### **4. Conclusies en discussie**

In dit artikel hebben we de relaties tussen opleidingsniveaus van mannen en vrouwen geboren tussen 1891 en 1960 (aan daarmee globaal de historische periode tussen 1900 en 1980 bestrijkend) en de opleiding en beroep van hun vader aan een multivariate analyse onderworpen. Onze conclusies laten zich als volgt samenvatten:

- a. Evenals uit eerdere loglineaire analyses over de bivariate samenhang tussen opleidingsniveaus van respondenten en hun vaders (Ganzeboom en De Graaf, 1989), komt uit onze multivariate regressie-analyses naar voren dat de samenhang tussen opleidingsniveaus van respondenten en hun vaders over de periode 1900-1980 is afgenomen. Dit geldt zowel voor mannen als voor vrouwen.
- b. Door de jaren heen is het opleidingsniveau van ondervraagden sterker gedetermineerd door het opleidingsniveau van hun vader dan door zijn beroepsniveau. Dit is het geval ongeacht de manier waarop men het beroepsniveau indiceert. Zowel de effecten van vaders beroeps- en onder-

Tabel 3. Regressiemodellen voor effecten van vaders opleidings- en beroepsniveau (culturele en economische status) op het hoogst bereikte opleidingsniveau, afzonderlijk voor mannen (N = 6128) en vrouwen (N = 5116)

Modellen:				mannen			vrouwen			
opleiding vader	economische dimensie beroep vader	culturele dimensie beroep vader	intercept	aantal parameters	SS <sub>model</sub>		SS <sub>model</sub>			
(1) Trend	Trend	Trend	Trend	8	1768.81		1662.75			
(2) Trend	Constant	Trend	Trend	7	1767.96		1660.54			
(3) Trend	Constant	Constant	Trend	6	1748.83		1655.21			
(4) Trend	Afwezig	Trend	Trend	6	1766.38		1657.15			
Contrasten:				mannen			vrouwen			
				df	SS	F	p	SS	F	p
(2)-(1)				1	.85	1.1	n.s.	2.21	3.4	<.01
(3)-(2)				1	19.13	24.2	<.001	5.33	8.2	<.01
(4)-(2)				1	1.57	2.0	n.s.	3.38	5.2	<.01

Schalen voor culturele en economische beroepsstatus zijn geconstrueerd door Ganzeboom, De Graaf en Kalmijn (1987).

Opleidingsniveau vader en zoon/dochter in vier niveaus.

Parameters: Cohort = afzonderlijke parameter voor elk cohort

Trend = lineaire trend over cohorten

Constant = geen verschillen tussen cohorten.

SS<sub>total</sub>: 6614.65 (mannen) en 4973.93 (vrouwen).

*Tabel 4. Geschatte effecten van culturele en economische status van vaders beroep op hoogst bereikt opleidingsniveau, afzonderlijk voor mannen (N=6128) en vrouwen (N=5116), voor het geprefereerde model uit tabel 3*

*A: Effecten volgens model (2) van tabel 3*

	<i>mannen</i>		<i>vrouwen</i>	
verloop effect vaders opleiding	.5991 (.0505)	- .0303 * cohort (.0053)	.5016 (.0492)	- .0172 * cohort (.0103)
verloop effect vaders culturele status	.4187 (.0547)	- .0262 * cohort (.0053)	.2617 (.0533)	- .0145 * cohort (.0051)
verloop effect vaders economische status	.0365 (.0259)		.0591 (.0259)	
verloop intercept	1.1509 (.0995)	+ .1065 * cohort (.0109)	.6840 (.0967)	+ .1139 * cohort (.0103)

*B: Gestandaardiseerde effecten volgens model (2) van tabel 3*

	<i>mannen</i>		<i>vrouwen</i>	
	<i>oudste cohort</i>	<i>jongste cohort</i>	<i>oudste cohort</i>	<i>jongste cohort</i>
vaders opleiding	.484	.238	.490	.321
vaders culturele beroepsstatus	.384	.085	.290	.080
vaders economische beroepsstatus	.033	.041	.065	.066

Tussen haakjes: standard errors. Cohorten zijn genummerd 0-13, zodat intercepten betrekking hebben op de verwachte waarde in de oudste cohort.

wijsniveau zijn afgenomen. Tegen de verwachting in is de verhouding tussen beide effecten niet veranderd.

- c. Verschillende indicaties van het beroepsniveau van de vader lopen licht uiteen in de mate waarin zij van invloed zijn op het uiteindelijk behaalde opleidingsniveau. De minste verklaarde variantie wordt geleverd door prestige (Sixma en Ultee, 1983) en de Sociaal-Economische Index (Klaassen en Luijkx, 1987), en de grootste door een indeling naar culturele en economische status van het beroep (Ganzeboom, De Graaf en Kalmijn, 1987). De verschillen zijn echter niet groot. De tweedimensionele schaling van het beroep van de vader naar culturele en economische status laat zien dat de invloed op de behaalde opleidingsniveaus van respondenten zich grotendeels beperkt tot de culturele dimensie.

- d. Ook de invloed van het beroepsniveau van de vader op de opleiding van de ondervraagde neemt in de periode 1900-1980 geleidelijk af, maar deze daling is niet sterker dan die van de invloed van het opleidingsniveau. Binnen de tweedimensionele indexering van het beroepsniveau naar culturele en economische status blijkt er geen teruggang van de invloed van economische status te zijn geweest. Deze was vanaf het begin klein (voor vrouwen) of afwezig (voor mannen). De invloed van de culturele status was aanzienlijk, maar is sterk afgenomen.

Het belangrijkste resultaat van deze analyses is dat zij eerdere conclusies over de gegroeide openheid van de Nederlandse samenleving sterk ondersteunen. De culturele component van vaders positie (opleiding versus beroep; culturele beroepsstatus versus economische beroepsstatus) was in de gehele periode belangrijker dan de economische component. Het is echter alerminst waar dat er in cultureel opzicht niets veranderd is, of dat de culturele ongelijkheid zelfs gegroeid zou zijn. Wat dit betreft vinden we geen bevestiging van Bourdieu's culturele reproductietheorie. Ook het effect van de culturele status van het ouderlijk gezin op onderwijskansen is gedurende deze eeuw afgenomen.

#### Noten

1. De kenmerken van de moeder volgens deze gegevens zijn geheel buiten beschouwing gelaten. We hopen aan de invloed daarvan een afzonderlijk artikel te wijden.
2. Deze beroepsprestigemeting heeft betrekking op het jaar 1983, ruim na de periode waarin de door ons bestudeerde loopbaanbeslissingen plaatsvonden. We hebben overwogen om in plaats hiervan een historische beroepsprestigemeting (namelijk die uit 1954 als gegeven door Van Tulder ((1962)) te gebruiken, maar hebben hiervan afgezien, omdat de Van Tulderschaafl te weinig detail bevat en overigens niet systematisch lijkt af te wijken van de schaal over 1983 (Sixma & Ultee, 1983).

#### Appendix Databronnen

<i>Titel van het onderzoek (onderzoeker, nr. Steinmetzarchief)</i>	<i>Jaar</i>	<i>Aantal individuen in de analyses</i>	
Nationaal Kiezers Onderzoek 1970 (Stouthardt e.a., P0136)	1970	928	(8.3%)
Participatie-onderzoek (Werkgroep Nationaal Kiezersonderzoek, P0355)	1971	667	(5.9%)
Inkomen 1976 (Hermkens en Van Wijngaarden, P0653)	1976	671	(6.0%)
Leefsituatie-onderzoek 1977 (CBS, P0328)	1977	1054	(9.4%)
Nationaal Kiezers Onderzoek 1977 (Werkgroep Nationaal Kiezersonderzoek, P0354)	1977	1291	(11.5%)
Political Action (Barnes en Kaase, P0322)	1979	1069	(9.5%)
Ultee/Sixma (Ultee en Sixma, P0839)	1982	553	(4.9%)
Nederlands Programma Arbeidsmarkt Onderzoek (Heinen en Maas, P0761)	1982	1506	(13.4%)
Inkomen 1985 (Hermkens, niet in Steinmetzarchief)	1985	669	(5.9%)
Organisatie Strategische Arbeidsmarktonderzoek (OSA, niet in Steinmetzarchief)	1985	2836	(25.2%)
Totaal		11244	(100%)

Met dank aan de oorspronkelijke onderzoekers en aan het Steinmetzarchief voor het ter beschikking stellen van deze gegevens voor secundaire analyse. Bewerking en interpretatie zijn geheel voor rekening van de auteurs.