

Veranderingen in individuele schoolloopbanen tussen 1959 en 1977 in de stad Groningen*

B. Bakker, J. Dronkers en H. Schijf

1. Inleiding

Het hier beknopt gepresenteerde onderzoek¹ is het tweede uit een reeks studies naar veranderingen van individuele schoolloopbanen van verschillende generaties leerlingen op de lagere school. Het eerste onderzoek uit deze reeks is van De Jong, Dronkers en Saris (1982) die landelijke gegevens van generaties uit 1965 en 1977 hebben vergeleken. In dit artikel vergelijken we de schoolloopbanen van twee andere generaties leerlingen uit de stad Groningen die in 1959/1960 of in 1977 de zesde klas van het lager onderwijs verlieten. In een derde publikatie zal nog een vergelijking gemaakt worden van de generaties 1952 en 1977 in de provincie Noord-Brabant (Meesters, Dronkers en Schijf, 1982). In onze reeks vergelijkingen gebruiken we als statistische analyse-techniek de LISREL-procedure.

De probleemstelling in alle drie studies is steeds: 'zijn de variabelen in hun verdelingen en onderlinge causale relaties die in ons schoolloopbaanmodel verondersteld worden, tussen 1959/1960 en 1977 veranderd?'

In deze studie bouwen we voort op dit onderzoek van De Jong, Dronkers en Saris. Deze vervolgstudie is om te zien in hoeverre hun conclusies ook voor een langere periode dan de door hen onderzochte 11 jaar geldig zijn. In

* Dit onderzoek werd mogelijk door de medewerking van het CBS, dat de data van het SMVO-cohort via het Steinmetz-Archief te Amsterdam ter beschikking stelde. De GALO-data waren ook via het Steinmetz-Archief beschikbaar. Het Ministerie van Onderwijs en Wetenschappen maakte via SVO en SISWO dit onderzoek financieel mogelijk. Het werd uitgevoerd binnen de vakgroep Grondslagen en Methoden van de Subfaculteit der Sociale Wetenschappen B van de Universiteit van Amsterdam. We willen in het bijzonder W. Saris bedanken die als altijd nuttige raad bij methodologische problemen heeft gegeven. Verder bedanken we M. Meesters, de leden van de Overleggroep Longitudinaal en de leden van de BOS voor hun commentaar op een eerdere versie.

deze Groningse vergelijking onderzoeken we een periode van 18 jaar.

Met onze vergelijking proberen we meer inzicht te verwerven in de veranderingen van de selectieprocessen in het lager onderwijs en de overgang naar het voortgezet onderwijs, zowel als gevolg van veranderingen in de verdelingen van individuen over de verschillende categorieën (uitgedrukt in gemiddelden en standaardafwijkingen), als door verschillen in relaties tussen variabelen (uitgedrukt in samenhangen en effecten). Hiermee analyseren we tegelijkertijd mogelijke veranderingen in participatie en mogelijke veranderingen in selectieprincipes en de gevolgen daarvan voor de feitelijke selectieprocessen.

In dit artikel behandelen we achtereenvolgens: het materiaal; de gegevens; het schoolloopbaanmodel; de werkwijze en gebruikte methoden. De resultaten en de discussie bespreken wij in de afsluitende paragrafen.

2. Het materiaal

2.1. De steekproeven en representativiteit

De gegevens van de generatie 1959/1960 staan bekend als het GALO-materiaal. Het 'Groninger Afsluitingsonderzoek Lager Onderwijs' (GALO) is voor het eerst in de stad Groningen op grote schaal afgenomen in 1959. Peschar (1975) heeft de eerste twee jaren gecodeerd en als basismateriaal gebruikt voor zijn studie 'Milieu School Beroep'. Respectievelijk 37 scholen in 1959 en 32 scholen in 1960 zorgden samen voor 2 413 respondenten. Het GALO-materiaal kunnen we als redelijk representatief beschouwen voor de stad Groningen.

Het materiaal van de generatie 1977 is afkomstig van het onderzoek 'Sociaal Milieu en Voortgezet Onderwijs' (SMVO). Dit is een landelijke steekproef van leerlingen die in 1977 voor de eerste maal in de eerste klas van het voortgezet onderwijs zaten, uitgevoerd door het CBS (Smulders, 1979; CBS-mededeling 7 744). Uit dit bestand hebben we de 423 leerlingen uit de stad Groningen geselecteerd. Met behulp van een wegingsprocedure hebben wij deze 423 leerlingen representatief gemaakt voor alle leerlingen in de tweede klas van het voortgezet onderwijs in de stad Groningen in 1977.

Evenals bij De Jong e.a. (1982) verwijderden wij de leerlingen, die in 1959 of 1960 het advies kregen van school af te gaan na het lager onderwijs. Ook verwijderden wij uit beide cohorten die leerlingen van wie het beroep van de vader onbekend is. Voor een verantwoorde vergelijking is het noodzakelijk deze categorie te verwijderen uit de analyses. Bij het SMVO-bestand geeft

dat een aanzienlijke vermindering van het aantal leerlingen, waardoor het totaal aantal leerlingen uiteindelijk op 309 komt. De GALO-cohorten veranderen hierdoor echter niet.

3. De onderzochte variabelen

In beide databestanden komen acht variabelen voor die binnen een schoolloopbaanmodel te gebruiken zijn. Dat zijn allereerst drie milieu-indicatoren: beroepsgroep vader; onderwijsniveau vader en onderwijsniveau moeder; vervolgens geslacht en gezinsgrootte; verder doubleren, prestatiescore en advies van de leerkracht voor het voortgezet onderwijs. De wijze waarop de variabelen zijn gecodeerd komt overeen met die van De Jong e.a. en is bovendien beschreven in ons uitvoeriger verslag. De verdelingen van de variabelen zijn weergegeven in *tabel 1*.

Tabel 1. Verdelingen van de variabelen uit het schoolloopbaanmodel, de gemiddelden en standaardafwijkingen

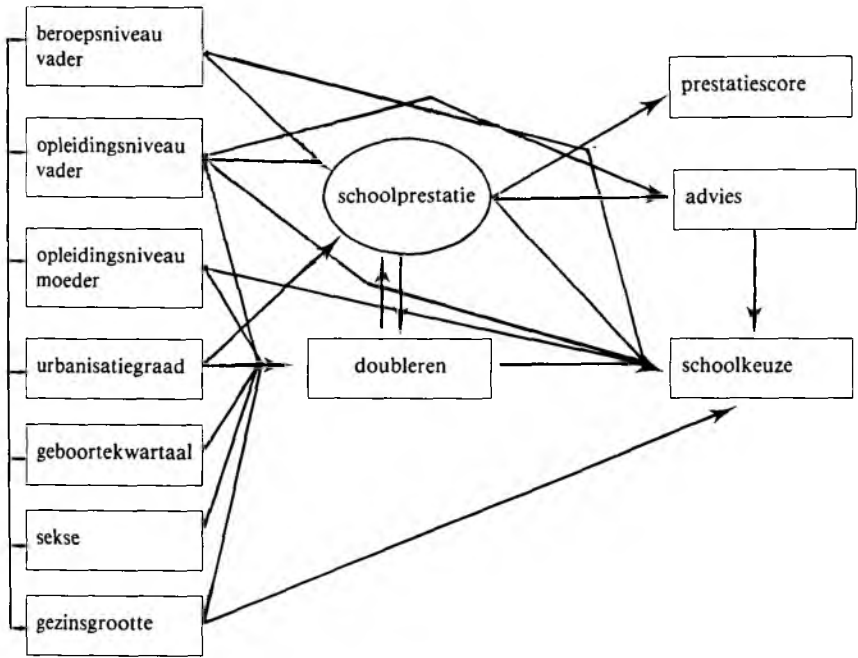
1. beroepsgroep vader	1959	1960	1977
1. arbeiders	45.8	46.0	33.2
2. kleine zelfstandigen	19.3	20.1	8.9
3. lagere employees	21.5	22.3	19.8
4. middelbare employees	7.4	6.8	24.3
5. hogere beroepen	6.1	4.9	13.7
gemiddelde	2.087	2.047	2.764
standaardafwijking	1.228	1.182	1.469
2. onderwijsniveau vader	1959	1960	1977
1. alleen lager onderwijs	52.2	54.3	23.3
2. uitgebreid lager niveau beroeps	16.1	16.7	19.6
3. uitgebreid lager niveau algemeen	17.3	14.9	6.8
4. middelbaar niveau	8.4	8.7	26.8
5. hbo en universiteit	6.0	5.5	21.2
gemiddelde	1.999	1.944	3.030
standaardafwijking	1.253	1.236	1.518
3. onderwijsniveau moeder	1959	1960	1977
1. alleen lager onderwijs	69.4	71.0	38.0
2. uitgebreid lager niveau beroeps	10.6	11.8	20.1
3. uitgebreid lager niveau algemeen	14.1	12.1	13.4
4. middelbaar niveau	3.4	2.4	11.7

5. hbo en universiteit	2.6	2.6	10.6
gemiddelde	1.592	1.539	2.327
standaardafwijking	1.018	.977	1.400
<hr/>			
4. geslacht	1959	1960	1977
<hr/>			
1. jongen	49.8	50.1	53.3
2. meisje	50.2	49.9	46.7
gemiddelde	1.502	1.499	1.467
standaardafwijking	.500	.500	.499
<hr/>			
5. gezinsgrootte	1959	1960	1977
<hr/>			
1. één kind	11.0	10.8	8.2
2. twee kinderen	32.4	33.1	42.7
3. drie kinderen	28.4	26.4	31.4
4. vier of meer kinderen	28.2	29.7	10.2
gemiddelde	2.739	2.750	2.472
standaardafwijking	.989	.999	.805
<hr/>			
6. doubleren	1959	1960	1977
<hr/>			
0. niet gedoubleerd	74.1	66.4	84.9
1. één maal gedoubleerd	21.5	24.6	12.0
2. twee en meer malen gedoubleerd	4.4	9.0	3.0
gemiddelde	.306	.435	.181
standaardafwijking	.562	.682	.457
<hr/>			
7. advies onderwijzer	1959	1960	1977
<hr/>			
1. lavo (vglo)	12.6	20.4	0.2
2. lbo	40.2	40.3	15.1
3. mavo (ulo)	32.4	28.5	28.4
4. havo (mms)	1.4	1.4	28.0
5. vwo (rest vhma)	13.4	9.4	15.3
gemiddelde	2.628	2.391	3.498
standaardafwijking	1.148	1.113	.981
<hr/>			

4. Het schoolloopbaanmodel

We zullen uitgaan van het door De Jong e.a. geschetste model (zie *figuur 1*). Het is echter noodzakelijk om op een aantal punten daarvan af te wijken, omdat bij het GALO-materiaal enkele variabelen ontbreken. Allereerst is dat urbanisatiegraad, omdat onze gegevens uitsluitend betrekking hebben op de stad Groningen. Verder ontbreken het geboortekwartaal van de leer-

Figuur 1. het door De Jong e.a. (1982) gebruikte schoolloopbaanmodel

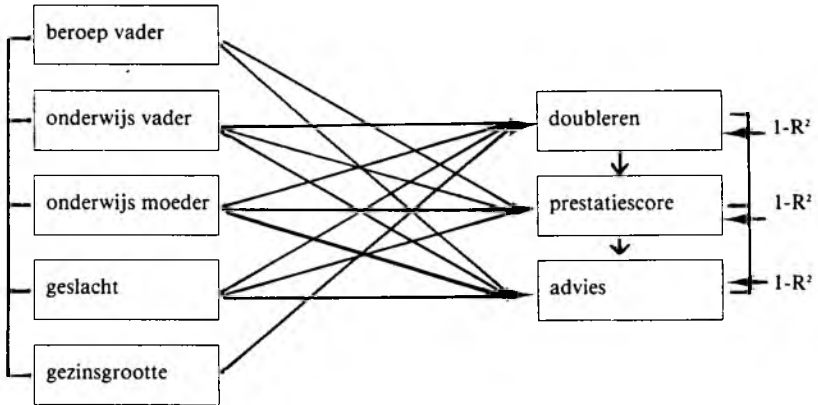


ling en de eerste schoolkeuze. Doubleren, de prestatiescore en het advies van de leerkracht zijn in ons model de enige afhankelijke variabelen. Dit is echter niet bezwaarlijk, omdat uit eerder onderzoek naar individuele schoolloopbanen is gebleken dat de lagere schoolperiode en het advies van de leerkracht van doorslaggevend belang zijn voor het bereikte eindniveau in het secundair onderwijs (Dronkers, 1978: 130-131). Door het ontbreken van deze variabelen moeten wij het door De Jong e.a. gebruikte model dus aanzienlijk beperken.

Door het ontbreken van deze variabelen is het bovendien zinloos geworden de latente variabele schoolprestaties uit het model van De Jong e.a. te handhaven. Er is hiervoor slechts één indicator in het materiaal aanwezig, waardoor de inhoud van deze latente variabele onvoldoende vastgelegd is.

Het model dat we in onze vergelijking gebruiken, is weergegeven in *figuur 2*. Daarbij hebben we de volgorde van prestatiescore en advies gehandhaafd, hoewel de prestatiescore, zoals eerder opgemerkt, na het advies in het eerste

Figuur 2. Het door ons gebruikte model



jaar van het voortgezet onderwijs is gemeten. We veronderstellen dat de meting van de prestatiescore in de eerste klas van het vervolgonderwijs een goede indicator is van de prestaties op de lagere school, maar dat de meetfout door het moment van afname wat groter is.

5. De werkwijze en methoden

We zullen drie groepen met elkaar vergelijken. De eerste twee groepen bestaan uit 1 245 zesde klas-leerlingen uit 1959 en 1 005 zesde-klassers uit 1960. De derde groep bestaat na weging uit 663 leerlingen die in 1977 in de eerste klas van het vervolgonderwijs zitten.

Allereerst vergelijken we de gemiddelden en standaardafwijkingen van de variabelen. Daarmee kunnen we vaststellen of de verdelingen van de variabelen zijn veranderd.

De overige vergelijkingen zullen we uitvoeren met behulp van LISREL IV (Jöreskog en Sörbom, 1978). Dit programma geeft een maat (chikwadraat) die aangeeft in hoeverre een opgegeven model bij de gebruikte gegevens past. Hiermee zullen we een tweede vergelijking uitvoeren voor de covarianties, dat wil zeggen van de ruwe associaties, waarin verschillen in standaardafwijkingen zijn opgenomen. Ten derde zullen we de correlaties tussen de variabelen met elkaar vergelijken, waarbij de invloed van de standaardafwijkingen is uitgeschakeld. Ten vierde zullen we de gestandaardiseerde effecten die ons

schoolloopbaanmodel veronderstelt, vergelijken. Tenslotte behandelen we de ongestandaardiseerde effecten.

Al deze vergelijkingen hebben hun eigen betekenis en zijn derhalve nuttig voor het schetsen van een beeld van de veranderingen die hebben plaatsgevonden in de werking van het onderwijs. Wij volgen dus bijna dezelfde procedure als De Jong e.a. (1982).

6. De resultaten

6.1. Verschillen in gemiddelden en standaardafwijkingen

De verschillen in gemiddelden en standaardafwijkingen (*tabel 1*) tussen de jaren 1959 en 1960 zijn, zoals uit het geringe tijdsverschil te verwachten viel, klein. Toch zien we enige opmerkelijke verschillen. In 1960 doubleren leerlingen veel vaker dan in 1959. Het tweede verschil is dat in 1960 gemiddeld lagere adviezen werden gegeven dan in 1959. De spreiding blijft echter gelijk. De gevonden verschillen zijn mogelijk te wijten aan veranderingen van de deelnemende scholen in het GALO-onderzoek. Een aantal scholen heeft slechts één van de twee jaren aan dit onderzoek meegedaan. Een andere verklaring zou kunnen zijn dat toen de GALO-test in 1959 voor het eerst werd afgenomen, de leerkrachten hun leerlingen zorgvuldiger advies hebben gegeven. In 1960 zou dat veel minder kunnen zijn geworden, omdat het nieuwe er inmiddels af was. Uit nader onderzoek op schoolniveau bleek ons dat voor beide verklaringen enige grond is.

Tussen '59/'60 en '77 zijn alle gemiddelden en standaardafwijkingen wel significant verschillend met uitzondering van geslacht en uiteraard prestatiescores (waarvoor z-scores zijn gebruikt).

Bij de variabele beroepsgroep vader is het percentage arbeiders en kleine zelfstandigen van 66% verminderd tot 40%, terwijl het percentage middelbare employees en hogere beroepen van 13% in 1959 is gestegen tot 40% in 1977. Het gemiddelde beroepsniveau van de vader stijgt dus, terwijl ook de spreiding toeneemt. Bij het onderwijsniveau van de vader valt de sterke afname van vaders met alleen lagere school op, een afname van iets meer dan 30%. We kunnen ook vaststellen dat ulo minder vaak het einddiploma is. Het aantal vaders met een middelbare en hogere opleiding stijgt daarentegen sterk (van 14% tot 50%).

Bij de moeders vindt een verschuiving plaats van alleen lager onderwijs naar zowel lbo als middelbare en hogere opleidingen. Het aantal grote gezinnen is in 1977 sterk afgenomen. Ook het aantal gezinnen met één kind is wat

teruggelopen. Gezinnen met twee en drie kinderen vormen in toenemende mate de hoofdmoot. De gemiddelde gezinsgrootte en de spreiding zijn daarom afgenomen. Leerlingen gaan steeds vaker zonder te doubleren naar het voortgezet onderwijs. Twee keer of vaker blijven zitten op de lagere school komt bijna niet meer voor. Het gemiddelde van deze variabele is daarmee gedaald en de spreiding is afgenomen.

Het advies van de leerkracht is verschoven van lbo- en lavo (vglo)-adviezen naar adviezen voor havo (mms) en vwo (rest vhm) en wel in die volgorde. De sterke stijgingen van de havo (mms) is niet verwonderlijk omdat de mms vroeger slechts toegankelijk was voor meisjes en toen kwantitatief een marginale plaats in het onderwijsbestel innam. De totale verschuiving van het advies blijft echter opmerkelijk: het gemiddelde niveau van de gegeven adviezen stijgt sterk, terwijl de spreiding iets afneemt.

Al de verschuivingen die hebben plaatsgevonden worden over het algemeen positief gewaardeerd: een algemene niveauverhoging van het gevolgde onderwijs kan leiden tot een betere samenleving indien meer onderwijs burgers mondiger zou maken. Het dalend kindertal zou wijzen op een bewustere gezinsplanning. Het minder blijven zitten zou kunnen betekenen dat minder stigmatisering in het onderwijs plaatsvindt (Doornbos, 1969). Het geheel kan leiden tot gemiddeld hogere adviezen aan het eind van de lagere school.

We moeten echter voorzichtig zijn met het geven van een dergelijk positief beeld. Voor alle verschillen in gemiddelden geldt dat deze vertekend kunnen zijn door het verwijderen van de categorie 'overigen' van de variabele beroepsgroep vader. Uit analyses van Gifi (1980: 256-258) blijkt dat de leerlingen in deze restcategorie gemiddeld uit een laag sociaal milieu afkomstig zijn en dat zij gemiddeld slechtere schoolprestaties leveren. Deze categorie komt alleen voor in het SMVO-cohort, zodat de eigenlijke verschillen minder groot zullen zijn (zie ook De Leeuw, Van de Burg en Bettonvil, 1981). De verschuivingen in de gemiddelden en de verschillen in standaardafwijkingen kunnen hieruit echter maar gedeeltelijk verklaard worden. Een afzonderlijke analyse voor het bestand inclusief de restcategorie levert geen belangrijk andere resultaten op. Het bevestigt wel de conclusie van Gifi dat de verschillen in gemiddelden en standaardafwijkingen tussen 1959/1960 en 1977 minder groot worden.

De door ons gevonden resultaten komen globaal overeen met die van De Jong e.a. De ontwikkelingen in de stad Groningen verschillen in dit opzicht niet van de landelijke ontwikkelingen.

Tabel 2. De goodness of fit-tests voor de verschillende verwachtingen met betrekking tot verschillen tussen 1959, 1960 en 1977

	Chi ²	df	pr.
1. alle covarianties zijn gelijk gebleven	395.3	72	.0000
2. alle correlaties zijn gelijk gebleven	111.8	72	.0000
3. alle gestandaardiseerde effecten gelijk	90.4	39	.0000
4. alle ongestandaardiseerde effecten gelijk	118.7	39	.0000
5. alle gestandaardiseerde effecten gelijk behalve 1959 = 1960 ≠ 1977: prest-advies geslacht-advies geslacht-prest	51.4	36	.0460
6. alle ongestandaardiseerde effecten gelijk behalve 1959 = 1960 ≠ 1977: prest-advies geslacht-advies geslacht-prest	56.0	36	.0177

6.2. Verschillen in covarianties en correlaties

Vrijwel alle standaardafwijkingen van de acht onderzochte variabelen zijn veranderd. We kunnen dus verwachten dat ook de covarianties zijn veranderd. Een toets hierop bevestigt dit (zie *tabel 2*, verwachting 1). Dat komt ook overeen met het resultaat van De Jong e.a. De grote verschillen bestaan bij het advies van de leerkracht, het onderwijsniveau van de vader, het onderwijsniveau van de moeder en de beroepsgroep vader. Deze vier variabelen tonen ook de grootste veranderingen in varianties en daarmee in standaardafwijkingen.

Als we vervolgens de invloed van de veranderingen in standaarddeviaties uitschakelen en de correlaties analyseren kunnen we vaststellen in hoeverre de samenhangen tussen de variabelen, ongeacht hun verdelingen, zijn veranderd (= *tabel 2*, verwachting 2). De verschillen tussen correlaties zijn minder groot dan die tussen covarianties. Vooral de samenhangen met de drie milieu-indicatoren zijn veranderd. Allereerst zijn de onderlinge correlaties tussen beroepsgroep vader, onderwijsniveau vader en moeder gedaald. Dit kan betekenen dat het meer en meer gerechtvaardigd is om deze drie variabelen als afzonderlijke indicatoren voor het sociaal milieu te hanteren, omdat zij verwijzen naar verschillende (zij het onderling samenhangende) eigenschappen.

De samenhang tussen het onderwijsniveau moeder en het advies leerkracht blijft gelijk. De samenhang tussen onderwijsniveau vader en beroep vader met advies stijgen daarentegen enigszins. Dat zou er op kunnen wijzen

dat milieuspecifieke selectie in de stad Groningen eerder toe dan afneemt. Het verband tussen geslacht en advies is iets toegenomen. Er kan dus ook niet worden gezegd dat de geslachtsspecifieke selectie is afgenomen in Groningen.

6.3. *Verschillen in effecten*

Deze voorlopige conclusies, gebaseerd op de vergelijking van de covarianties en correlaties, kunnen we verder specificeren en toetsen met behulp van het schoolloopbaanmodel. Het schoolloopbaanmodel dat we in deze studie gebruiken, blijkt uitstekend bij de gegevens te passen. Het model past zowel op de drie groepen afzonderlijk als op de groepen tegelijk.

We hebben bij de bestudering van de veranderingen in de effecten, alle effecten voor de groepen leerlingen in 1959 en 1960 aan elkaar gelijk gesteld, omdat, zoals al in 6.1. bleek, de verschillen tussen 1959 en 1960 erg klein zijn. In de verdere beschouwingen gaat het dus steeds om een vergelijking tussen 1959/'60 aan de ene en 1977 aan de andere kant.

Allereerst toetsen we de hypothesen dat geen enkel gestandaardiseerd effect in het schoolloopbaanmodel is veranderd. Deze hypothese wordt verworpen met een chi-kwadraat van 90.4 bij 39 vrijheidsgraden (*tabel 2*, verwachting 3). Om vast te stellen welke effecten het sterkst zijn veranderd, hebben we een reeks hypothesen getoetst, waarbij we steeds veronderstellen dat één bepaald effect wordt losgelaten. Er blijken drie effecten te zijn veranderd: geslacht-prestatie, geslacht-advies en prestatie-advies.

Vervolgens hebben we de hypothese getoetst dat alleen deze drie effecten tussen 1959/'60 en 1977 zijn veranderd. Dat levert een chi-kwadraat op van 51.4 bij 36 vrijheidsgraden (*tabel 2*, verwachting 5). Gezien het grote aantal leerlingen is dit een redelijk resultaat. Het betekent dat onze aanname dat alle overige effecten gelijk zijn gebleven niet ten onrechte is gemaakt. De gestandaardiseerde effecten zijn in *tabel 3* weergegeven.

Daarna hebben we de analyse herhaald voor de ongestandaardiseerde effecten. Ook dan blijkt de hypothese dat alle effecten gelijk zijn gebleven, verworpen te moeten worden (*tabel 2*, verwachting 4). De eerder genoemde drie effecten zijn ook volgens deze analyse veranderd. Het model waarbij alleen deze drie effecten tegelijkertijd losgelaten worden, levert een chi-kwadraat op van 56.0 bij 36 vrijheidsgraden (*tabel 2*, verwachting 6). Bij zowel het gestandaardiseerde model als het ongestandaardiseerde model kunnen dus dezelfde drie effecten worden losgelaten, dit in tegenstelling tot het resultaat van De Jong e.a. We zullen ons bij de bespreking van de veranderingen in de effecten beperken tot de ongestandaardiseerde effecten omdat

Tabel 3. De gestandaardiseerde en ongestandaardiseerde effecten die ons schoolloopbaan model veronderstelt, onder de aanname dat alle effecten van 1959 en 1960 gelijk zijn gebleven

	ongestandaardiseerde effecten		gestandaardiseerde effecten	
	1959/1960	1977*	1959/1960	1977
doubl-ondvad	-.05		-.12	
doubl-ondmoe	-.05		-.10	
doubl-geslacht	-.09		-.08	
doubl-gezgro	.06		.09	
prest-bervad	.12		.15	
prest-ondvad	.08		.11	
prest-ondmoe	.14		.14	
prest-geslacht	-.35	-.06	-.18	-.04
prest-doubl	-.41		-.24	
advies-bervad	.03		.03	
advies-ondvad	.09		.11	
advies-ondmoe	.08		.07	
advies-geslacht	.06	-.38	.03	-.19
advies-doubl	-.13		-.07	
advies-prest	.76	.52	.67	.55
	<u>1959</u>	<u>1960</u>	<u>1977</u>	
R ² doubl	.027	.074	.054	
R ² prest	.244	.218	.183	
R ² advies	.583	.608	.508	

* Alleen de effecten die tussen 1959/1960 en 1977 zijn veranderd worden hier weergegeven.

deze het juiste beeld geven van de werkelijke veranderingen in de schoolloopbanen.

De verklaarde variantie van de drie afhankelijke variabelen verschilt voor '59/'60 en '77 (tabel 3 onderaan). Voor de variabele doubleren stijgt de verklaarde variantie, maar hij blijft erg laag. De verklaarde variantie van de variabele prestatiescore daalt van 24% naar 18%. Tenslotte daalt de verklaarde variantie bij advies van 58% naar 50%.

Het gemakkelijkst te interpreteren is de daling van het effect van geslacht op prestatiescore (van $-.35$ naar $-.06$; zie tabel 3). De stijging betekent dat het onderscheid in prestatie van jongens en meisjes, zoals gemeten met prestatietests, in de stad Groningen tussen '59/'60 en '77 vrijwel verdwijnt.

Het effect van prestatiescore op advies is afgenomen (van $.76$ naar $.52$). Deze daling is ook al geconstateerd door De Jong e.a. (1982) voor het effect van hun (latente) variabele schoolprestaties op advies. Mogelijkerwijs is dit in Groningen nog versterkt door de gegroeide afkeer voor tests in het Gro-

ninger lager onderwijs. De afname van dit effect zou kunnen inhouden dat milieu- en geslachtsspecifieke selectie een grotere speelruimte krijgt, zoals al aan de correlaties in 6.2 was te zien.

De derde verschuiving vindt plaats tussen geslacht en advies (van .06 naar - .38). Dat betekent dat meisjes in 1977 in Groningen een lager advies krijgen dan de jongens, terwijl dat in '59/'60 niet zo was. Dit resultaat is in strijd met de eerdere landelijke bevindingen van bijvoorbeeld Snoek (1981). We zullen daar in de discussie op terug komen.

7. Discussie

We kunnen de vraag die in de inleiding is gesteld, namelijk of de variabelen in hun verdelingen en onderlinge causale relaties zijn veranderd, aan de hand van de gevonden resultaten beantwoorden. Helaas is het onmogelijk de coëfficiënten binnen ons model te vergelijken met de coëfficiënten uit eerdere studies, omdat deze coëfficiënten tamelijk gevoelig zijn voor het al of niet aanwezig zijn van bepaalde variabelen. Wel kunnen we onze resultaten vergelijken met eerdere conclusies.

De verdelingen van de variabelen zijn sterk veranderd. De gemiddelden van de variabelen beroepsgroep vader en de onderwijsniveaus vader en moeder zijn gestegen; de gezinnen zijn kleiner geworden; er wordt aanzienlijk minder gedoubleerd en aan het einde van de lagere school worden gemiddeld hogere adviezen gegeven.

Ook hebben we een aantal veranderingen gevonden in de causale relaties tussen variabelen. We hebben gezien dat de prestatiescores minder belangrijk zijn geworden voor de advisering aan het einde van de lagere school. Tegelijkertijd kunnen we vaststellen dat de betekenis van het milieu voor het advies niet is veranderd. De idee dat advisering op basis van toetsen in het nadeel van leerlingen afkomstig uit een laag milieu zou werken, wordt hiermee ondergraven. Want het beeld dat een leerkracht heeft van een leerling, voorzover dat niet gebaseerd is op een prestatiescore, blijkt evenzeer af te hangen van (vermeende) eigenschappen die samenhangen met het milieu. Dat is ook het geval met het verband tussen geslacht en advies: meisjes krijgen in 1977 in Groningen lagere adviezen dan jongens.

We vinden enkele verschillen met de resultaten van De Jong e.a. (1982). Zo hebben we geconstateerd dat meisjes hun achterstand op jongens wat betreft hun prestatiescore op de lagere school vrijwel hebben ingehaald. De Jong e.a. vonden geen veranderingen in de samenhang tussen prestatiescore en geslacht. Voor dit verschil kunnen drie redenen zijn. Het is mogelijk dat

de door De Jong e.a. onderzochte periode te kort was om veel veranderingen te constateren. De verschillen tussen 1965 en 1977 zijn kleiner als we uitgaan van een 'constante' ontwikkeling dan tussen 1959 en 1977 en daarom moeilijker waar te nemen. Als deze redenering juist is, zullen de veranderingen die gevonden worden in de derde, Noord-Brabantse, vergelijking tussen 1952 en 1977 nog groter zijn (Meesters, Dronkers en Schijf, 1982).

Een tweede verklaring is dat de inhaalmanoeuvre van de meisjes op de lagere school reeds is ingezet voordat het in het eind van de zestiger jaren een publiek issue was geworden. Mogelijk kunnen we dit beschouwen als een uitvloeisel van een algemeen sociologisch gegeven, waarbij maatschappelijke pressie groepen inhaken op reeds in gang zijnde ontwikkelingen en deze in een stroomversnelling brengen in plaats van die zelf op gang te brengen.

Een derde verklaring zou kunnen zijn dat in de stad de invloed van de vrouwenbeweging sterker is dan in Nederland als geheel, waardoor het effect in onze vergelijking beter te zien is dan bij die van De Jong e.a. Maar dit heeft dan alleen doorgewerkt op het effect van geslacht op prestatie, niet voor de relatie tussen advies en geslacht.

In 6.1. hebben we gezien dat tussen '59/'60 en '77 het gemiddeld niveau van het door de onderwijzer uitgebrachte schooladvies stijgt, terwijl de spreiding vrijwel gelijk blijft. Het effect van geslacht op advies stijgt eveneens. Dat betekent dat in '77 jongens eerder een hoger advies krijgen dan meisjes. Dit in tegenstelling tot '59/'60 toen dit verschil veel minder was, maar beide geslachten wel lagere adviezen kregen. Hoewel niet moet worden uitgesloten dat dit resultaat toevallig is of een gevolg van onze wegingsprocedures voor 1977, is er ook een inhoudelijke verklaring mogelijk. Het zou kunnen betekenen dat de Groningse onderwijzers, die zich bij hun adviezen steeds minder richten op de uitslag van de prestatietests, meisjes, ondanks hun tot een gelijk niveau gestegen prestatiescores in 1977, relatief nog steeds bij de jongens achterstellen; mogelijk nog op grond van hun vroegere achterstand in schoolprestaties. Kennelijk hechten de onderwijzers meer waarde aan hogere adviezen voor jongens dan voor meisjes. Of dit werkelijk het geval is, valt niet aan de hand van schoolloopbaanmodel te bewijzen. Daarvoor zijn andere gegevens over het onderwijzersgedrag nodig.

Tenslotte bevestigt onze analyse de conclusie van Peschar (1978: 291) dat de ongelijkheid van onderwijskansen van Groninger jongens in de periode 1958-1973 nauwelijks veranderd is. We hebben geconstateerd dat de gemiddelden van onze variabelen zijn veranderd in een over het algemeen positief gewaardeerde richting. We hebben vastgesteld dat de meeste gestandaardiseerde en ongestandaardiseerde effecten opmerkelijk constant blijven, wat laat zien dat er niet veel is veranderd in de binnen het onderwijs gehanteerde

selectieprincipes. Toch vinden we ook enige belangrijke veranderingen die wijzen op een emancipatoire rol van het onderwijs in de samenleving, zoals de toegenomen prestaties van meisjes op de lagere school.

We kunnen daarom concluderen dat een gedifferentieerd gebruik van de zogenaamde reproductie- en de emancipatiethesen noodzakelijk is. Want hoewel bepaalde veranderingen in het onderwijs en de samenleving in de onderzochte periode hebben plaatsgevonden die invloed hebben gehad op de uitkomsten van bepaalde selectieprocessen in het onderwijs, hebben we geen aanwijzingen voor een ingrijpend anders functioneren van het onderwijs tussen 1959/'60 en 1977.

Noot

1. Dit artikel is een sterk ingekorte versie van een uitvoeriger verslag. Methodische aspecten die in het verslag uitvoerig aan de orde komen, worden hier slechts aangestipt. Het uitgebreide verslag kan worden aangevraagd bij B. Bakker, Sociologisch Instituut, Oude Hoogstraat 24, 1012 CE Amsterdam.

Literatuur

- CBS mededeling nr. 7744, 'Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs', *Statistieken van onderwijs en wetenschappen 's-Gravenhage*, Staatsuitgeverij, 1981.
- Doornbos, K., *Opstaan tegen zittenblijvers 's-Gravenhage*, Staatsuitgeverij, 1969.
- Dronkers, J., 'Manipuleerbare variabelen in de schoolloopbaan', in: J. Peschar en W. Ultee, *Sociale Stratificatie*, Deventer, Van Loghum Slaterus, 1978.
- Gifi, A., *Niet-lineaire multivariate analyse*, Leiden, RUL, afd. Datatheorie, 1980.
- Jong, U. de, J. Dronkers en W. Saris, 'Veranderingen in de schoolloopbanen tussen 1965 en 1977: ontwikkelingen in de Nederlandse samenleving en in haar onderwijs', *Mens en Maatschappij*, jrg. 57, 1982.
- Jöreskog, K., en D. Sörbom, *LISREL. Analyses of linear structural relationships by the method of maximum likelihood. Version IV*, Uppsala, National Educational Resources, 1978.
- Leeuw, J. de, E. van de Burg en B. Bettonvil, *Vergelijking van VJTJ en SMVO met behulp van niet-lineaire multivariate technieken* (Discussiestuk SISWO-werkgroep 'Longitudinaal', 1981, niet gepubl.)
- Meesters, M., J. Dronkers en H. Schijf, 'Veranderingen in individuele schoolloopbanen in de provincie Noord-Brabant tussen 1952 en 1977'. Paper Onderwijs Research Dagen, 1982.
- Peschar, J., *Milieu School Beroep*, Groningen, Tjeenk Willink, 1975.
- Peschar, J.L. 'Educational Opportunity Within and Between Holland and Sweden', *Sociologische Gids* XXV, 1978, p. 273-296.
- Smulders, R., CBS-onderzoek 'Schoolloopbaan en herkomst van leerlingen bij het voortgezet onderwijs', in: J. Peschar (red.), *Van achteren naar voren. Achterstandsituaties in het onderwijs*, 's-Gravenhage, Staatsuitgeverij, 1979.
- Snoek, J., *De Schoolloopbaan van meisjes in het secundair onderwijs*, Amsterdam, Vrije Universiteit, 1980.