

Individen, gezinnen en buurten: sociale determinanten van het onderwijsniveau

Rolf van der Velden en Roel Bosker*

Summary

Individuals, families and neighbourhoods: social determinants of educational attainment

Status effects on educational attainment are usually investigated by studying individuals. Sibling research has pointed to the fact that we should study more individuals per family in order to assess the importance of family factors on individual achievement. But social determinants are not limited to the borders of the family; networks of peers and acquaintances are located primarily in the neighbourhood. By using multi-level techniques the relative importance of individual, family and neighbourhood factors are estimated, and consequently predicted by social and cultural factors. The individual factor is the most important one, and although neighbourhood effects are clearly existent, they can be explained by the homogeneity of family indicators – like occupational and educational status of the parents and the networks of the families – within neighbourhoods.

1. Inleiding

In de onderwijssociologie is een uitgebreide empirische traditie ontstaan naar de vraag wat de sociale determinanten zijn van het bereikte onderwijsniveau

* Rolf van der Velden is werkzaam bij het Researchcentrum voor Onderwijs en Arbeidsmarkt (ROA) te Maastricht. Roel Bosker is werkzaam bij de vakgroep Onderwijsorganisatie en Management van de Universiteit Twente. Dit artikel is een bewerking van een paper dat eerder gepresenteerd is op het 12e Wereldcongres voor Sociologen te Madrid, 1990. Het betreffende onderzoek is verricht op het Instituut voor Onderwijsonderzoek RION te Groningen en werd mogelijk gemaakt dankzij een subsidie van het Instituut voor Onderzoek van het Onderwijs (SVO) te Den Haag (SVO-project 4229). De auteurs bedanken Andries de Grip, Robert M. Hauser, James Hsueh, Stephen W. Raudenbush en leden van de Groningse studiegroep Onderwijs en Arbeidsmarkt voor hun commentaar op een eerdere versie.

(voor een overzicht zie: Tesser, 1981; Peschar, 1984; Dronkers, 1990). Daarbij is met name het effect onderzocht van de sociaal-economische status van het gezin van herkomst: beroep vader, opleiding vader en opleiding moeder. De betreffende modellen zijn alle in meer of mindere mate geïnspireerd op het status-verwervingsmodel van Blau en Duncan (1967) en het zogenaamde Wisconsin-model (Sewell & Hauser, 1980). De verklaring van statuseffecten wordt veelal gezocht in de culturele hulpbronnen waarover gezinnen beschikken (Collins, 1979; Bourdieu, 1984). Het empirisch onderzoek op dit gebied toont aan dat deze vorm van hulpbronnen een veel betere verklaring geven voor de gevonden statuseffecten dan verschillen tussen gezinnen in financiële hulpbronnen (De Graaf, 1987).

De sociaal-economische status van het gezin is weliswaar de belangrijkste, maar zeker niet de enige sociale determinant van het bereikte onderwijsniveau. Van oudsher vormt ook de buurt waarin iemand opgroeit een belangrijke sociale hulpbron. De sociale compositie van de buurt wordt verondersteld zelfstandige effecten uit te oefenen op de schoolloopbanen van leerlingen, ook wanneer gecontroleerd wordt voor de sociaal-economische status van de ouders (Dronkers & Diekerhof, 1984; Dronkers & Schijf, 1986; Garner & Raudenbush, 1989). Deze buurteffecten kunnen verschillende oorzaken hebben (Hummel, 1972). Enerzijds kunnen ze verwijzen naar verschillen tussen buurten in het voorzieningenniveau (bijvoorbeeld de aanwezigheid van bibliotheek of speelvoorzieningen). Anderzijds kunnen ze ook te maken hebben met verschillen in de kansenstructuur: in een wijk waar geen enkel kind hoger onderwijs volgt, wordt dit ook minder snel als bereikbaar beschouwd dan in een buurt waar alle kinderen hoger onderwijs volgen. Meer recente aanzetten wijzen vooral op het sociale netwerk waarmee het gezin zich omringt. Deze kan van beslissende invloed zijn, niet alleen op de schoolloopbaan zelf (De Graaf, 1987; Coleman & Hoffer, 1987), maar ook bij het verwerven van een baan (Granovetter, 1973; Lin et al., 1981). Sociale netwerken lijken vooral effectief als ze een open karakter hebben (Neihardt, 1975) en de status van de tot het netwerk behorende personen hoog is (De Graaf & Flap, 1986; Ganzeboom, 1988).

In dit artikel zal de rol van sociale hulpbronnen nader onderzocht worden. Relevante actoren en contexten in dit verband zijn de familieleden en kennissen van het gezin, de organisaties en verenigingen waarvan men lid is, en de gemeenschap of buurt waarin men leeft. Er staan twee vragen centraal:

1. Wat is de totale (gemeten en omgemeten) invloed die uitgaat van gezinnen en buurten op de schoolloopbanen van individuen?
2. Wat is het effect van sociale hulpbronnen op het bereikte onderwijsniveau?

2. Data

In 1972 is door het Sociologisch Instituut van de Rijksuniversiteit Groningen een longitudinaal onderzoek opgezet om de effecten van sociale herkomst op de intellectuele ontwikkeling te bestuderen en na te gaan welke gezinskenmerken dit statuuseffect mediëren (Meijen, 1977). Later is de studie uitgebreid naar de invloed van scholen op de schoolloopbaan en de cognitieve ontwikkeling (Meijnen, 1984). Door het RION is vervolgens in 1984 het oorspronkelijke cohort van 728 leerlingen opnieuw benaderd om de loopbaan in het voortgezet onderwijs vast te stellen. In dat onderzoek zijn interviews gehouden met de leerlingen zelf, hun ouders en de leerkrachten op de school die ze bezochten (Bosker et al., 1985). In vergelijking met 1972 was er een experimenteel verlies opgetreden van 22% als gevolg van non-respons en onbereikbaarheid. Bij leerlingen die verwezen zijn naar het speciaal onderwijs zijn bovendien afwijkende interviews gehouden, zodat slechts voor 519 van de oorspronkelijke 728 gezinnen volledige informatie is ingewonnen.

De variabelen die geselecteerd zijn voor de hier uit te voeren analyse hebben op drie verschillende niveaus betrekking.

1. kenmerken van de *kinderen* uit het gezin: dat wil zeggen van de cohort-leerlingen en hun broers en zussen;
2. kenmerken van het *gezin*;
3. kenmerken van de *buurt*, waarin de gezinnen wonen.

In het interview met de moeder is gevraagd om van alle kinderen in het gezin de volgende informatie te geven: sekse, geboortevolgorde en het bereikte onderwijsniveau op dat moment. Er treedt daarbij echter een probleem op. De oudere kinderen van het gezin hebben meestal hun onderwijsloopbaan al voltooid: voor hen is goed vast te stellen wat het bereikte niveau is. Voor de jongsten echter geldt dat niet: soms zitten ze nog in het voortgezet onderwijs, een aantal zit zelfs nog op de lagere school. Om dit probleem te ondervangen is een transformatie op de variabele bereikt onderwijsniveau toegepast, waardoor de facto voor elk kind uit het gezin het niveau van voortgezet onderwijs is vastgesteld. Deze variabele, die loopt van 1 (van lbo) tot 5 (vwo), dient als afhankelijke variabele.

Kinderen die de lagere school nog niet verlaten hebben worden buiten de analyse gehouden, evenals degenen van wie informatie ontbreekt op één van de individuele variabelen sekse, geboortevolgorde of niveau voortgezet onderwijs. In totaal tellen de 519 gezinnen 1478 kinderen (inclusief de cohort-leerlingen). Hiervan vallen 121 leerlingen af, hoofdzakelijk omdat ze jonger zijn dan 12 jaar. Er resteren derhalve 1357 kinderen over wie volledige informatie beschikbaar is. Deze kinderen zijn verspreid over 516 gezinnen.

Voor de huidige analyse zijn van deze gezinnen de volgende sociaal-structurele kenmerken meegenomen: het beroepsprestige van de vader, het opleidingsniveau van de vader, het opleidingsniveau van de moeder, werkloosheid van de vader, de sociale participatie van de moeder, het aantal kinderen in het gezin, eenoudergezin, het sociaal netwerk van het gezin, het beroepsprestige van de grootvader en het gemiddeld beroepsprestige van de kennissen.

Van deze gezinnen is vervolgens bepaald in welke buurt ze woonden in 1972, het moment waarop het cohort gestart is. Deze buurten zijn ingedeeld volgens de CBS-wijkclassificatie (CBS, 1981). In totaal bleken de 516 gezinnen verspreid over 42 wijken. Op basis van de classificatie is het mogelijk om aan elke wijk een score voor 'sociale achterstand' toe te kennen. Deze scores zijn ontleend aan het Sociaal-Cultureel Planbureau (1980), die op basis van de Volkestelling 1971 een factoranalyse heeft uitgevoerd over een aantal sociale indicatoren van een wijk. Deze indicatoren zijn geaggregeerde gegevens op wijkniveau met betrekking tot het beroepsniveau, het bereikte onderwijsniveau, het inkomen, de kwaliteit van de huisvesting en de consumptie van luxe goederen (SCP, 1980). De op basis van deze analyse resulterende factorscores vormen een indicatie van de mate van sociale achterstand van een wijk. De factorscores zijn gestandaardiseerd op gemiddelde 0 en standaarddeviatie 1. Een positieve factorscore duidt op veel sociale achterstand, een negatieve score op weinig achterstand. Ter illustratie: de factorscores van de 42 wijken in het Groningen-cohort lopen uiteen van -3.28 voor de wijk Coendersborg tot +1.86 voor de wijk Damsterdiep en omstreken.

3. Het analysemodel

Onderzoek naar de totale gezinsinvloed op de loopbanen van kinderen, door Dronkers (1988) zo treffend omschreven als 'de kracht van de familie', heeft al een lange traditie. Vroeger probeerde men dit gezinseffect vast te stellen door in één analyse zowel het bereikte opleidingsniveau van de respondent, als dat van de broer te betrekken (Olneck, 1977). Met de introductie van een structureel causaal model door Benin en Johnson (1984) werd het voor het eerst mogelijk om niet alleen de gemeten, maar ook de ongemeten gezins-effecten goed te modelleren. Sindsdien zijn binnen dit kader diverse zogeheten siblingmodellen ontwikkeld (Hauser & Sewell, 1985; Hauser & Wong, 1987). De empirische resultaten met deze siblingmodellen wijzen uit dat ongeveer 50 tot 60% van de variantie in bereikt onderwijsniveau toe te schrijven is aan een gemeenschappelijke gezinsfactor en dat deze gezinsfactor op zijn beurt voor ongeveer de helft bepaald wordt door sociale statusvariabelen.

De toepassing van dit type siblingmodellen heeft een aantal voordelen. In de eerste plaats kan door de toepassing van een lineair-structureel model de totale (gemeten én ongemeten) invloed van het gezin vastgesteld worden. Deze is gedefinieerd als de gemeenschappelijke variantie in bereikt opleidingsniveau van de kinderen binnen één gezin (nauwkeuriger geformuleerd: de gemeenschappelijke variantie in bereikt opleidingsniveau van de oudere en de jongere sibling). In de tweede plaats biedt de toepassing van LISREL de mogelijkheid om zowel een meetmodel als een structureel model te specificeren.

Er zijn ook een aantal nadelen verbonden met dit model. In de eerste plaats is opname van meerdere individuele variabelen in het model weliswaar mogelijk, maar dat leidt wel snel tot zeer complexe modellen (bijvoorbeeld meerdere latente gezinsfactoren, vergelijk Hauser & Sewell, 1986). Voorts geldt dat het model weinig recht doet aan het multilevel karakter van de data. In het sibling-model wordt het multilevel probleem omzeild door het bereikte opleidingsniveau van de kinderen als indicatoren voor de gezinsfactor te definiëren, waardoor ogenschijnlijk een monolevel-analyse ontstaat. Dat neemt echter niet weg dat in ieder geval twee en misschien zelfs drie niveaus onderscheiden kunnen worden: het niveau van de individuele kinderen in het gezin, het niveau van het gezin zelf en het niveau van de omgeving van het gezin.

Voor het onderzoek naar gezinseffecten zijn alternatieve analysetechnieken beschikbaar, bekend onder de naam hiërarchische modellen (Aitkin & Longford, 1986; Goldstein, 1987; Raudenbush & Bryk, 1986). Deze zijn met name ontwikkeld binnen het schooleffectiviteitsonderzoek waar een vergelijkbare vraagstelling speelt: wat is de invloed van scholen op de loopbanen van leerlingen? De betreffende technieken zijn speciaal ontworpen om het hoofd te kunnen bieden aan statistische problemen die optreden bij de analyse van data van meerdere niveaus, zoals onderlinge afhankelijkheid van de waarnemingen. De techniek is sterk vergelijkbaar met covariantie-analyse. Contexteffecten worden opgevat als het effect van een random factor. De intercepten zijn dus random gemodelleerd en kunnen van context tot context variëren. In eerste instantie kan hierdoor worden nagegaan welk deel van de variantie systematische variantie tussen contexten betreft. Anders dan bij variantie-analyse gaat het hierbij om 'ware' parametervariantie, dat wil zeggen dat de schatting van de variantiecomponent gecorrigeerd wordt voor steekproevenvariantie. Vervolgens wordt op het individuele niveau een regressiemodel geschat, waarbij de regressie van de criteriumvariabele op de voorspeller echter tussen contexten mag variëren. Dat het effect van een voorspeller mogelijk contextafhankelijk is wordt hierdoor vormgegeven: het effect is dan random. Wanneer tussen contexten geen variantie zit in de parameters, dan spreekt men van een fixed effect. De

geschatte variantie in deze intercepten en hellingen probeert men vervolgens te 'verklaren' met contextvariabelen.

Multilevel analyse heeft een aantal voordelen boven het eerder genoemde siblingmodel. Ten eerste wordt in statistisch opzicht recht gedaan aan de hiërarchische structuur van de data. Ten tweede is het mogelijk om random effecten te modeleren. Ten derde is het model eenvoudig qua opzet, zeker wanneer meerdere onafhankelijke variabelen in de analyse betrokken moeten worden. Daar staat als nadeel tegenover dat noch de meetfouten, noch de causale structuur gemodelleerd kunnen worden.

In dit artikel zal het VARCL-pakket (Longford, 1986) gebruikt worden om voor het Groningen-cohort een multilevel analyse uit te voeren naar de gemeenschappelijke invloed van het gezin op de schoolloopbaan van de kinderen en de rol van sociale hulpbronnen. Daarbij worden drie niveaus onderscheiden: het *kind*, het *gezin* en de *buurt*. De totale gezinsinvloed wordt net als bij siblingmodellen gedefinieerd als de gemeenschappelijke variantie in het bereikte onderwijsniveau van de kinderen uit één gezin, anders geformuleerd als de tussen-gezinnen variantie. Het is goed om erop te wijzen dat hierdoor een deel van de gezinsinvloed onderbelicht blijkt. Immers de interactiepatronen tussen ouders en hun kinderen kunnen van kind tot kind verschillen. Voorzover deze interacties van invloed zijn op de schoolcarrière van kinderen, zal dit een onderschatting van de invloed van de ouders geven. Hetzelfde geldt ook voor de invloeden van de bredere sociale context. Voorzover deze niet gemeenschappelijk is voor elk kind uit het gezin (denk aan de invloed van leraren of vrienden), wordt ze tot de individuele variatie, of binnen-gezinnen variantie gerekend. Met andere woorden, ook achter de binnen-gezinnen variantie kan nog een contextuele invloed schuilgaan. Een indicatie voor het bestaan van dergelijke gezin-individu interacties kan, anders dan in de siblingmodellen, bij multilevel analyses gevonden worden in het optreden van effecten van individuele kenmerken op de loopbaan welke tussen gezinnen verschillen. Het ontbreken van een fixed maar het optreden van een random effect van de plaats in de geboortetijd bijvoorbeeld, wijst erop dat in sommige gezinnen de eerst geborenen en in andere gezinnen de laatst geborenen het hoogste onderwijsniveau bereiken. Anders dan bij de gezinseffecten echter, kunnen dergelijke gezin-individu interacties natuurlijk alleen voor gemeten individuele variabelen aangetoond worden.

Een drie-niveau analyse waarbij het gezin als apart niveau is onderscheiden, is voorzover bekend nog niet eerder gedaan. In Garner & Raudenbusch (1989) worden wel individuen en buurten als niveaus onderscheiden (en scholen als aparte factor). Omdat zij echter het gezin als tussenniveau missen, kunnen zij niet de totale gezinsinvloed vaststellen.

4. Analyse

Alvorens de multilevel analyse uit te voeren, is het zaak om na te gaan of het zinvol is om de buurt als een apart niveau te onderscheiden. Er kunnen in twee gevallen problemen optreden bij het bepalen van buurteffecten. In de eerste plaats kunnen problemen optreden wanneer er maar weinig waarnemingen (i.c. gezinnen) zijn per buurt. Tabel 1 laat zien dat dit in zekere mate het geval is.

Tabel 1. Spreiding van de gezinnen over buurten

Aantal buurten met	1	gezin:	9
Aantal buurten met	2-5	gezinnen:	5
Aantal buurten met	6-10	gezinnen:	13
Aantal buurten met	11-20	gezinnen:	8
Aantal buurten met	>20	gezinnen:	7
			—
totaal:			42

In één op de vijf buurten is sprake van maar één gezin. Bij de meeste buurten is sprake van een gering aantal gezinnen. Dit vermindert tot op zekere hoogte de kans om buurteffecten waar te nemen. Dit probleem speelt hier nog sterker, omdat het aantal contexten (i.c. buurten) vrij klein is: de systematische buurtvariantie wordt dan wellicht onderschat¹. Deels verwant hiermee kan er ook een probleem optreden, wanneer de buurten sterk homogeen zijn op de onderscheiden gezinsaspecten. Wanneer bijvoorbeeld de variantie in beroepsprestige binnen een buurt erg gering is, kunnen gezins- en buurteffecten niet meer zinvol onderscheiden worden. Tabel 2 geeft voor een aantal gezinsvariabelen aan hoe groot de variantie is binnen buurten en tussen buurten.

Tabel 2. Variantie in gezinskenmerken

gezinskenmerk	binnen-buurten	tussen-buurten
beroepsprestige vader	1.79	.70
opleidingsniveau vader	1.67	.70
opleidingsniveau moeder	1.42	.34
aantal kinderen	1.68	.04
beroepsniveau kennissen	2.08	.17
beroepsprestige grootvader	1.81	.26

Men kan uit de tabel aflezen dat er sprake is van een behoorlijke heterogeniteit binnen buurten: bij de meeste gezinskenmerken is de tussen-buurt variantie

klein in vergelijking met de binnen-buurt variantie. De conclusie is dat zich waarschijnlijk geen ernstige problemen voor zullen doen. Weliswaar wordt de kans om buurteffecten waar te nemen enigszins gedrukt, maar in beginsel is het mogelijk buurt- en gezinseffecten van elkaar te onderscheiden.

In de VARCL-analyse zullen vijf modellen worden beproefd. We beginnen met modellen waarin uitsluitend variabelen op lagere niveaus gespecificeerd zijn, en eindigen met meer complexe modellen waarin variabelen van zowel lagere als hogere niveaus zijn opgenomen. De reden hiervoor is dat onderspecificatie van het individuele niveau kan leiden tot overschatting van contexteffecten (Hauser, 1970). Zo kan het buurteffect in haar geheel een artefact zijn van de (geaggregeerde) effecten van de gezinnen die in een buurt wonen. Zonder controle voor bijvoorbeeld de sociale status van de ouders, zal het buurteffect sterk overschat worden. Voordat gekeken wordt naar eventuele buurteffecten, is het dus zinvol om zoveel mogelijk variabelen op de lagere niveaus (individueel, gezin) te specificeren.

In model 0 wordt een overall-constante op de data gefit: het geschatte gemiddelde bereikte onderwijsniveau. Aan de hand van de schattingen van de verschillende variantiecomponenten (respectievelijk individueel, gezin en buurt) kan vastgesteld worden, hoeveel variantie in het niveau van voortgezet onderwijs toegeschreven moet worden aan systematische verschillen tussen gezinnen of buurten en welk deel van de variantie puur individueel is of toe te schrijven is aan steekproeffluctuaties.

Om het laagste niveau zo goed mogelijk te specificeren, worden in model 1 eerst de effecten van de individuele kenmerken van de kinderen uit het gezin onderzocht. Weliswaar is vrij veel bekend over de cohort-leerlingen zelf, maar dat geldt niet voor de overige kinderen uit het gezin. Van deze laatsten is slechts informatie beschikbaar over het geslacht en de geboortevolgorde. Het effect van sekse op de schoolloopbaan is in de loop der jaren van betekenis veranderd (Bakker & Schouten, 1990): vroeger presteerden meisjes slechter dan jongens, tegenwoordig is dit verschil omgeslagen in een licht voordeel voor meisjes, althans bij de overgang van lager naar voortgezet onderwijs. Het effect van geboortevolgorde wordt meestal geïnterpreteerd in termen van het 'confluence-model' van Zajonc en Markus (1975): de oudere kinderen presteren beter dan de jongere kinderen, omdat ze een zekere functie als leraar voor de laatsten vervullen.

In model 2 worden de maatstaven voor de sociaal-economische status van het gezin geïntroduceerd: naast het beroepsprestige van de vader omvat dit het opleidingsniveau van beide ouders. Verwacht mag worden dat vooral het opleidingsniveau van de ouders een goede voorspeller is voor het schoolsucces van de kinderen (De Graaf, 1989; Dronkers, 1990).

Model 3 introduceert de variabelen die de toegang van het gezin tot relevante sociale netwerken beschrijven. Een eerste variabele die dit indiceert betreft de werkloosheid van de vader. Verlies van werk betekent dat een belangrijk deel van de contacten van het gezin wegvallen, niet alleen de werkcontacten, maar ook een deel van de overige sociale contacten (Tazelaar & Springers, 1984). Met name langdurige werkloosheid kan leiden tot sociaal isolement en daarmee tot verlies van sociaal kapitaal. Maar ook wanneer de werkloosheid slechts van korte duur is, kan ze indicatief zijn voor het sociale netwerk van het gezin. Een geringe arbeidszekerheid komt immers vooral voor bij banen die behoren tot het zogenaamde *secundaire segment* (Doeringer & Piore, 1971), het deel van de arbeidsmarkt waar vooral de laag opgeleiden en anderen met een zwakke arbeidspositie op zijn aangewezen. Dit is niet het segment waar men de personen met invloedrijke contacten aantreft. In Nederland is het effect van werkloosheid op de schoolloopbaan onderzocht door Te Grotenhuis en Dronkers (1989). Zij troffen, na constanthouding voor andere factoren, een negatief effect aan. Ook bij eenoudergezinnen is de toegang tot relevante sociale netwerken vaak geblokkeerd. Het effect van echtscheiding of overlijden van een der ouders op de schoolcarrière is voor Nederland uitgebreid onderzocht door Bosman en Louwes (1988; 1989), die met name in geval van echtscheiding een negatief effect aantreffen. Voor moeders is netwerkvorming via werk vaak uitgesloten, omdat ze doorgaans geen betaalde baan hebben. Aan de moeder is daarom gevraagd van welke verenigingen of organisaties zij lid is en hoe actief zij hierbij betrokken is. Op grond van de verkregen informatie zijn twee variabelen geconstrueerd. De *verscheidenheid in sociale participatie* meet in hoeverre de moeder in verschillende soorten organisaties participeert. De *tweede variabele* meet hoe actief de moeder bij deze organisaties betrokken is. Van beide variabelen wordt verondersteld dat ze een positief effect op de keuze van voortgezet onderwijs hebben. Hauser en Sewell (1985) hebben laten zien dat het effect van geboortevolgorde grotendeels verdwijnt, zodra voor het totaal aantal kinderen in een gezin wordt gecontroleerd (in grote gezinnen is het gemiddelde bereikte onderwijsniveau lager dan in kleine gezinnen). In model 3 wordt daarom naast variabelen die de sociaal-economische status van het gezin representeren, ook het aantal kinderen als predictorvariabele meegenomen.

Model 4 introduceert de variabelen die het sociale netwerk van het gezin zelf beschrijven. De variabele *netwerk* is een vrij ruwe maat die aangeeft of het sociale netwerk van het gezin, de mensen met wie men omgaat, beperkt is tot familie of burens dan wel uitgebreider is. Een beperkt netwerk duidt op wat Neidhardt (1970) 'dysfunktionale Schmallspursozialisation' heeft genoemd. Een dergelijk netwerk is kenmerkend voor lagere statusgroepen en heeft waarschijnlijk een negatief effect op de schoolcarrière (Ganzeboom, 1988). De betekenis van

het netwerk voor het gezin wordt sterk bepaald door de sociale status van de tot het netwerk behorende personen. In het onderzoek is informatie verzameld over zowel het herkomstmilieu van de moeder², als het gemiddeld beroepsniveau van de personen met wie de ouders het meest frequent omgaan. Van beide variabelen wordt verwacht dat ze een positief effect op de keuze van voortgezet onderwijs hebben.

Model 5 ten slotte introduceert de sociale achterstandsscore van de wijk. Gegeven de wijze van codering (hoe hoger de score, hoe groter de achterstand), wordt een negatief effect verwacht op het niveau van voortgezet onderwijs.

Tabel 3. Multilevel analyse sociale determinanten van het onderwijsniveau: parameterschattingen en modelpassing (het eerste getal heeft betrekking op de ongestandaardiseerde effecten, het tweede op de gestandaardiseerde; tussen haakjes standaardfouten)

<i>variabele</i>	<i>model 0</i>	<i>model 1</i>	<i>model 2</i>	<i>model 3</i>	<i>model 4</i>	<i>model 5</i>
<i>Constante:</i>	3.37 (.09)	3.59 (.09)	1.91 (.04)	1.97 (.03)	1.70 (.03)	1.79 (.03)
<i>Individu</i>						
geboortevolgorde		-.09/-.10 (.02)	-.08/-.09 (.02)	-.06/-.07 (.02)	-.06/-.07 (.02)	-.06/-.07 (.02)
fixed sekse-effect		-.11/-.05* (.06)	-.10/-.04* (.05)	-.10/.04* (.05)	-.11/-.05- (.05)	-.11/-.05 (.05)
<i>Gezin</i>						
opleiding vader			.21/.26 (.03)	.19/.24 (.03)	.17/.21 (.03)	.16/.20 (.03)
opleiding moeder			.20/.22 (.03)	.21/.23 (.03)	.19/.21 (.03)	.18/.19 (.03)
beroep vader			.10/.13 (.03)	.09/.12 (.03)	.07/.09 (.03)	.06/.08 (.03)
aantal kinderen				-.05/-.05 (.02)	-.05/-.05* (.02)	-.04/-.04* (.02)
werkende vader				.21/.07 (.08)	.20/.07 (.08)	.21/.07 (.08)
eenoudergezin				-.39/-.12 (.08)	-.38/-.12 (.08)	-.38/-.12 (.08)
sociaal netwerk					.19/.07 (.07)	.17/.06 (.07)
beroep kennissen					.07/.09 (.02)	.07/.09 (.02)
<i>Buurt:</i>						
sociale achterstand						-.09/-.08 (.04)

Tabel 3 (vervolg)

variabele	model 0	model 1	model 2	model 3	model 4	model 5
<i>Geschatte variantiecomponenten</i>						
individu	.741	.695	.689	.695	.693	.692
gezin	.506	.480	.253	.219	.199	.195
gezin * sekse		.166	.169	.151	.161	.165
buurt	.182	.186	.003	.000	.003	.000
<i>Totale variantie</i>						
individu	52%	6%	7%	6%	6%	6%
gezin	35%	5%	50%	57%	61%	61%
buurt	13%	0%	98%	100%	98%	100%
<i>Verklaarde variantie t.o.v. model 0</i>						
Modelpassing						
-2 * log-lik.	3999	3965	3735	3705	3688	3682
Verschil df		4	3	3	2	1
Modelverbetering (p)		<.01	<.01	<.01	<.01	>.01
(t.o.v. voorgaande model)						

* niet significant (t-waarde < 1.96)

Tabel 3 bevat de uitkomsten van de betreffende analyse. Het bovenste deel van de tabel bevat regressiecoëfficiënten en de bijbehorende standaardfouten. Het tweede blok bevat de geschatte variantiecomponenten: hoeveel variantie bevindt zich tussen individuen, gezinnen en buurten. Voor de duidelijkheid hebben we deze getallen ook nog eens als percentages weergegeven, waarbij in de opeenvolgende modellen wordt vermeld hoeveel van deze variantie we kunnen binden met onafhankelijke variabelen. In het blok variantiecomponenten komt ook de component 'gezin * sekse' voor. De getallen die in deze rij weergegeven worden hebben betrekking op de variantie tussen gezinnen in de regressiecoëfficiënt voor de variabele sekse. Onderaan in tabel 3 staat de modelpassing vermeld (-2*log-likelihood). Verschillen tussen deze modelpassingindices zijn χ^2 - verdeeld. Op deze wijze kunnen we nagaan of model 1 bijvoorbeeld beter bij de data past dan model 0.

Bij *model 0* blijkt dat het gemiddelde 'niveau voortgezet onderwijs' 3.37 bedraagt, dus iets meer dan mavo. Onderaan de tabel staat de schatting van de verschillende variantiecomponenten onder model 0. Daarbij wordt als volgt te werk gegaan. Eerst wordt de systematische tussen-buurten variantie geschat en vervolgens de systematische tussen-gezinnen variantie. Wat overblijft is de binnen-gezinnen variantie. Bijna de helft van de variantie in het niveau voort-

gezet onderwijs (48%) moet toegeschreven worden aan systematische verschillen tussen gezinnen (35%) of tussen wijken (13%). De overige variantie betreft verschillen tussen individuen binnen gezinnen. Preciezer geformuleerd kan men stellen dat het niveau van voortgezet onderwijs dat een leerling kiest voor ongeveer de helft bepaald wordt door de systematische invloed vanuit de omgeving die hij deelt met zijn broers en zusters. Deze omgevingsinvloed reflecteert bijvoorbeeld de gemeenschappelijke genetische variatie en de gemeenschappelijke opvoeding, maar ook de gemeenschappelijke woonomgeving.

De geschatte omvang van de omgevingsvariantie (48%) komt goed overeen met de analyseresultaten die uit siblingmodellen voortvloeien. Hauser en Wong (1987) rapporteren onderzoek waaruit blijkt dat de helft tot tweederde van de variantie in het bereikte onderwijsniveau toegeschreven moet worden aan een gemeenschappelijke gezinsfactor. Dat dit percentage iets hoger ligt dan de bij de VARCL-analyse gevonden 48% heeft te maken met het feit dat in het Hauser-Wong model rekening wordt gehouden met meetfouten bij de bepaling van het bereikte onderwijsniveau.³

In *model 1* worden de persoonskenmerken aan het model toegevoegd: sekse en geboortevolgorde. De laatste heeft, zoals verwacht, een negatief effect op het bereikte 'niveau voortgezet onderwijs': hoe later men komt in de geboortelij, des te lager is het bereikte onderwijsniveau. Er is geen significant sekse-effect: in zijn algemeenheid is er geen verschil tussen jongens en meisjes. Het is wellicht goed om er nogmaals op te wijzen dat ook verschillen tussen individuen binnen een gezin heel goed een gevolg kunnen zijn van omgevingsinvloeden. Verschillen tussen broers en zusters uit één en hetzelfde gezin kunnen te maken hebben met strikt individuele kenmerken (bijvoorbeeld gezondheid), maar ook met de specifieke interacties tussen een individu en zijn omgeving (relatie met ouders, school of vriendengroep). Dat dat inderdaad het geval is blijkt uit het optreden van een random sekse-effect, ofwel een gezin * sekse interactie: in sommige gezinnen behalen de jongens een hoger onderwijsniveau en in andere gezinnen de meisjes.

Het opnemen van de variabelen sekse en geboortevolgorde in het model levert een significante verbetering op van de modelfit: het verschil in χ^2 -waarde tussen model 0 en model 1 bedraagt 34 (3999 - 3965) bij vier vrijheidsgraden ($p < .01$). Beide variabelen tezamen binden 6% van de variantie op individueel niveau en 5% van de variantie op gezinsniveau. Dit laatste duidt er al op dat het geboortevolgorde-effect deels samenhangt met een gezinskenmerk als aantal kinderen, zoals verderop nog zal blijken.

In *model 2* worden de sociale statusvariabelen aan het model toegevoegd. De gestandaardiseerde effecten die uitgaan van het opleidingsniveau van de vader of de moeder ontlopen elkaar niet: deze bedragen respectievelijk .26 en .22. Het

opleidingsniveau van beide ouders legt daarmee twee keer zoveel gewicht in de schaal als de beroepsstatus van de vader. Dit is een bevestiging van de sterke voorspellende waarde van opleidingskenmerken in vergelijking tot beroepskenmerken. De ongestandaardiseerde effecten laten zien wat het uitmaakt voor een kind of zijn ouders een hoge opleiding of een lage opleiding achter de rug hebben. De schaalrange voor het opleidingsniveau van de ouders loopt van 1 tot 6. Een kind wiens vader een universitaire opleiding voltooid heeft (niveau 6 op de opleidingsschaal) komt gemiddeld één niveau hoger terecht dan het kind wiens vader uitsluitend lager onderwijs heeft (niveau 1 op de opleidingsschaal). Hebben beide ouders een universitaire opleiding genoten, dan bedraagt het gemiddelde verschil met een kind met ongeschoolde ouders twee niveaus op de schaal voor bereikt onderwijs.

In de analyse is nog geprobeerd om het random sekse-effect te verklaren door interactietermen op te nemen van sekse met één van de drie statusvariabelen. Het zou immers kunnen zijn dat meisjes in gezinnen uit de hogere statusgroepen beter presteren en dat jongens in gezinnen uit de lagere statusgroepen beter presteren. Deze interactietermen bleken echter niet significant. Met andere woorden, gezinnen verschillen in de mate waarin sekse een effect heeft op de schoolloopbaan, maar deze verschillen kunnen niet tot statusverschillen worden herleid.

De opname van de statusvariabelen levert een zeer forse winst op in de modelpassing: $\chi^2 = 230$ bij drie vrijheidsgraden. De variabelen in het model verklaren nu 7% van de variantie op individueel niveau, 50% van de variantie op gezinsniveau, terwijl bijna alle variantie op buurtniveau wordt verklaard. De onverklaarde variantie op buurtniveau wijkt niet meer significant van nul af. Dit betekent dat de systematische variantie die er oorspronkelijk tussen buurten zat, vrijwel geheel verklaard kan worden door de sociale samenstelling van de buurt: bepaalde buurten hebben gemiddeld een hoger onderwijsniveau, omdat in die buurten gezinnen wonen met een hogere sociale status. Dit resultaat wijkt enigszins af van hetgeen Garner en Raudenbush (1989) vonden. Na controle voor sociale statusvariabelen resteerde in hun analyse nog een systematische buurtvariantie van zo'n 3%. Dit verschil kan te maken hebben met het feit dat Garner en Raudenbush veel meer buurten in hun analyse hebben. Bij een gering aantal contexten, zoals het geval is met de Groningse dataset, kan de systematische buurtvariantie onderschat zijn (zie noot 1).

In *model 3* worden de variabelen toegevoegd die de toegang van het gezin tot relevante sociale netwerken indiceren. Het betreft de variabelen eenoudergezin, werkloosheid vader en de twee variabelen die betrekking hebben op de sociale participatie van de moeder. De laatste twee bleken in combinatie met de overigen geen significant effect te hebben, zodat deze verder buiten de analyse zijn

gehouden. Een sterk effect gaat uit van de variabele eenoudergezin. Kinderen afkomstig uit eenoudergezinnen kiezen een veel lager niveau van voortgezet onderwijs dan kinderen uit volledige gezinnen: gemiddeld scheelt dat bijna een half punt op de hier gehanteerde schaal. Het gestandaardiseerde effect is net zo groot als het effect van het beroepsprestige van de vader. Wanneer de vader in het gezin wel eens werkloos is geweest in de periode dat het cohort werd onderzocht, heeft dat eveneens een negatief effect op de loopbaan van de kinderen. Het effect is overigens niet zo sterk als dat van eenoudergezin. Ten slotte leidt de introductie van de variabele aantal kinderen tot een lichte daling van het geboortevolgorde-effect (van .09 naar .06, maar nog steeds significant). Het effect van het aantal kinderen in het gezin is even groot: .05. De conclusie luidt dat toegangsmogelijkheden tot relevante sociale netwerken een belangrijke impact hebben op de schoolloopbaan van kinderen. De drie variabelen leveren een significante verbetering op in de modelpassing ($\chi^2 = 30$; $df = 3$; $p < .01$), terwijl de verklaarde variantie op gezinsniveau stijgt van 50 naar 57%.

In *model 4* worden de variabelen geïntroduceerd die het sociale netwerk van het gezin beschrijven. Eén hiervan, het beroepsprestige van de grootvader, blijkt geen significant effect te hebben en is verder buiten de analyse gehouden. De andere twee variabelen hebben wel het verwachte effect op het niveau van voortgezet onderwijs. Wanneer het sociale netwerk rond het gezin een beperkt, gesloten karakter heeft, is dat nadelig voor de onderwijscarrière van de kinderen; een meer open netwerk heeft een gunstig effect. Ook het gemiddelde beroepsniveau van de personen die tot het netwerk behoren heeft een positief effect op de onderwijscarrière. De gestandaardiseerde effecten van deze twee variabelen zijn in dit model vergelijkbaar met het effect dat uitgaat van het beroepsprestige van de vader. De toevoeging van de twee variabelen levert weer een significante verbetering op in de modelpassing ($\chi^2 = 17$; $df = 2$; $p < .01$), terwijl de verklaarde variantie op gezinsniveau toeneemt van 57% tot 61%.

In de laatste analyse (*model 5*) wordt het effect van de sociale achterstandscore van de buurt aan het model toegevoegd.⁴ De opname van deze variabele blijkt de modelpassing niet te verbeteren. Het ongestandaardiseerde effect van de achterstandsscore is weliswaar significant, maar met model 5 zijn we niet beter in staat het opleidingsniveau van de kinderen te voorspellen dan we reeds met het zuiniger model 4 konden. Dat wil dus zeggen dat er geen zelfstandig direct effect uitgaat van de achterstandsscore van de buurt waarin kinderen wonen. Dat er niettemin een van nul afwijkende regressiecoëfficiënt wordt gevonden, zou verklaard kunnen worden met een mogelijk indirect effect van de wijk: gezinnen in achterstandswijken hebben een grotere kans in een gesloten netwerk terecht te komen, en aannemende dat kennissen met name in de nabije omgeving van het gezin wonen, is het waarschijnlijker dat ze in een dergelijke

wijk kennissen met een lager beroepsniveau hebben. Nauwkeurige analyse van de regressiecoëfficiënten laat echter zien dat er sprake is van meer vormen van collineariteit: de achterstandsscore verkleint bijvoorbeeld ook de effecten van de opleiding van de ouders. De effectgrootte van de variabele achterstandsscore is weliswaar gelijk aan die van het beroep van de vader, maar de variabele voegt, zoals gezegd, niets toe aan de kwaliteit van de voorspelling.

Samenvattend kan gesteld worden dat de belangrijkste voorspellers voor het onderwijsniveau van de kinderen in de eerste plaats het opleidingsniveau van beide ouders is, op enige afstand gevolgd door de variabele eenoudergezin, het beroepsprestige van de vader, de sociale achterstand van de buurt en het beroepsniveau van de kennissen. De variabelen geboortevolgorde, werkloosheid vader, sociaal netwerk, sekse en aantal kinderen hebben de kleinste gestandaardiseerde effecten. De betreffende variabelen verklaren gezamenlijk 6% van de individuele variantie, 61% van de gezinsvariantie en 98% van de buurtvariantie. Aangezien de buurtvariantie deels herleid moet worden op verschillen tussen de gezinnen die in de buurten wonen, zou men de twee variantiecomponenten gezin en buurt ook samen kunnen voegen. Dit brengt de omgevingsvariantie op $(35 + 13) = 48\%$. Men kan stellen dat de variabelen uit model 5 $(61 \cdot 35\% + 100 \cdot 13\%) / 48\% = 72\%$ van deze omgevingsvariantie binden. Deze omgevingsvariantie (die grotendeels dus op gezinsvariantie betrekking heeft) wordt voor bijna tweederde (59%) bepaald door de sociale status van de ouders. De sociale hulpbronnen waarover een gezin beschikt voegt hier nog zo'n 5% verklaarde variantie aan toe. Belangrijk hierbij is zowel de toegang tot het sociale netwerk, de openheid van het netwerk als de sociale status van de bij het netwerk betrokken personen. Het gestandaardiseerde effect van de verschillende sociale hulpbronnen is net zo groot als het gestandaardiseerde effect van het beroepsprestige van de vader.

5. Nabeschuiving en conclusie

In dit artikel is geprobeerd om een antwoord te krijgen op de volgende twee vragen: hoe groot is de invloed van het gezin en de sociale omgeving op het bereikte onderwijsniveau van kinderen en wat is de rol daarbij van sociale hulpbronnen? Voor de bepaling van de totale gezins- en omgevingsinvloed is een decompositie vereist van de totale variantie in het bereikte onderwijsniveau in variantie tussen gezinnen en variantie binnen gezinnen, respectievelijk variantie tussen contexten en variantie binnen contexten. Daarvoor is een speciale analysetechniek toegepast, welke is ontleend aan het schooleffectiviteitsonderzoek. Bij dit zogenaamde multilevel model zijn 3 niveaus onderscheiden: de

kinderen uit een gezin, het gezin zelf en de buurt waarin het gezin woont. Bij elk van deze drie niveaus zijn een aantal variabelen opgenomen in de analyse.

Uit de analyses blijkt dat er nauwelijks zelfstandige buurteffecten meer zijn, nadat gecontroleerd is voor de sociale status van de gezinnen in een buurt. Weliswaar bestaan tussen buurten grote verschillen in het gemiddelde bereikte onderwijsniveau, maar deze verschillen zijn grotendeels herleidbaar tot verschillen in de sociale samenstelling van een wijk; het door ons gehanteerde meerniveau. Toepassing van dit model op een grotere dataset zou een meer definitief antwoord moeten geven op de vraag of er buurteffecten zijn. Er zijn in ieder geval aanwijzingen dat van algemene directe buurteffecten geen sprake is.

Ongeveer de helft van de variantie in het bereikte onderwijsniveau kan toegeschreven worden aan systematische omgevingsverschillen. Dit betreft voornamelijk verschillen tussen gezinnen. Deze omgevingsinvloed reflecteert zowel de gemeenschappelijke genetische invloed, de gemeenschappelijke opvoedingskenmerken en de wederzijdse invloed van broers en zusters, alsmede de gemeenschappelijke invloed van het sociale netwerk rondom het gezin. De resterende variantie betreft de verschillen in bereikt onderwijsniveau tussen kinderen binnen één gezin. Deze hebben te maken met strikt individuele kenmerken van deze kinderen (bijvoorbeeld gezondheid, persoonlijkheidskenmerken), alsmede met de niet-gemeenschappelijke invloed van het gezin en haar omgeving (bijvoorbeeld de specifieke relatie tussen ouder en kind, de invloed van leerkrachten of vriendengroep).

De systematische omgevingsvariantie wordt voor een belangrijk deel (59%) bepaald door de sociale status van de ouders. Andere sociaal-structurele kenmerken van het gezin als het aantal kinderen en de toegang tot en status van het sociale netwerk verhogen dit percentage tot 71%. Dat gegeven maakt een gedifferentieerder beeld van de sociale ongelijkheid van onderwijskansen mogelijk. Kijkt men naar individuele leerlingen, dan wordt het bereikte onderwijsniveau voor ruim een kwart door sociale herkomst bepaald. Sociale herkomst verschijnt daarmee als een belangrijke factor, maar is zeker niet alles overheersend. Voor zover er echter systematische verschillen zijn tussen gezinnen in de kans op een succesvolle onderwijscarrière, dan blijken deze goeddeels herleidbaar tot sociaal-structurele verschillen. Met andere woorden, sociale status vormt de belangrijkste achtergrond voor systematische verschillen in onderwijskansen.

Daarnaast blijken verschillen tussen gezinnen deels verklaard te kunnen worden door verschillen in de mogelijkheid om sociale hulpbronnen aan te boren. Belangrijk in dit verband zijn zowel de variabelen die de toegang tot relevante sociale netwerken indiceren (werkloosheid van de vader, eenoudergezin), als de variabelen die het netwerk zelf beschrijven (openheid, sociale status van de

personen uit het netwerk). De gestandaardiseerde effecten van deze variabelen zijn qua sterkte vergelijkbaar met het gestandaardiseerde effect van het beroepsprestige van de vader. Voorts blijkt er een duidelijk positieve invloed uit te gaan van de directe sociale context rond het gezin. Werkloosheid, echtscheiding of overlijden vermindert de toegangsmogelijkheden tot relevante sociale netwerken en heeft een negatief effect op de schoolloopbaan. Wanneer het sociale netwerk van het gezin erg gesloten is en beperkt tot de nabije familie heeft dat eveneens een negatief effect. Wanneer de sociale status van degenen met wie de ouders het meest intensief omgaan laag is, dan werkt dat eveneens ongunstig uit op de schoolcarrière. Hoewel een effect van de sociale samenstelling van de buurt niet aangetoond kan worden, is er wel reden te veronderstellen dat het effect voor een deel schuil zou kunnen gaan achter de effecten van de directe sociale context rond het gezin: de toegang tot netwerken en de status van de mensen die tot dat netwerk behoren.

Noten

1. Raudenbush wees ons erop dat in geval van een gering aantal contexten de schatting van de systematische contextvariantie mogelijk naar nul vertekend wordt.
2. Corresponderende informatie over het herkomstmilieu van de vader ontbreekt helaas.
3. Toepassing van het Hauser-Wong model op de Groningse data levert een schatting op van een totale omgevingsinvloed van 56%. Deze ligt dus inderdaad iets hoger dan bij de VARCL-analyses.
4. Dit lijkt overbodig, aangezien er immers geen systematische variantie op buurtniveau meer bestaat. Eerder is echter al aangegeven dat door het geringe aantal contexten de systematische buurtvariantie mogelijk onderschat wordt. Opname van een variabele op buurtniveau kan in zo'n geval wel degelijk tot een verbetering van het model leiden.

Literatuur

- Aitkin, M. & N. Longford (1986). Statistical Modelling Issues in School Effectiveness Studies. *The Journal of the Royal Statistical Society, Series A (General)*, 149, Part. 1, p. 1-43.
- Bakker, B.F.M. & S.P. Schouten (1990). *Trends in onderwijskansen. Een vergelijking van de overgang naar het voortgezet onderwijs van de generaties geboren rond 1953, 1965 en 1971*. Paper voor het congres Vrouwen/Mannen Sociaal-Wetenschappelijke Studiedagen 1990. Voorburg: CBS.
- Benin, M.H. & D.R. Johnson (1984). Sibling similarities in educational attainment: a comparison of like-sex and cross-sex sibling pairs. *Sociology of education*, 57, p. 11-21.
- Blau, P.M. & O.D. Duncan (1967). *The American Occupational Structure*. Wiley, New York.
- Bosker, R.J., W.H.A. Hofman & R.K.W. van der Velden (1985). *Een generatie geselecteerd*. Deel 1: De loopbanen. RION. Groningen.
- Bosker, R., R. van der Velden & L. Otten (1989). Sociaal milieu en de onderwijsloopbaan. *Sociale Wetenschappen*, 32, p. 221-238.

- Bosman, R. & W. Louwes (1988). Eenouder- en twee-oudergezinnen en schoolloopbanen. *Mens en Maatschappij*, 63, 1, p. 5-23.
- Bosman, R. & W. Louwes (1989). *Gezinssituaties en onderwijskansen. Een toetsing van verklaringen voor de schoolloopbaanverschillen tussen kinderen uit eenoudergezinnen en twee-oudergezinnen*. ITS/OoMO, Nijmegen.
- Bourdieu, P. & C. Passeron (1977). *Reproduction in education, society and culture*. Minuit, Parijs.
- Bourdieu, P. (1984). *Distinction, a social critique of the judgment of taste*. London.
- Centraal Bureau voor de Statistiek (1981). *14e Algemene volkstelling annex woningtelling. 28 februari 1971. Deel 1a: plaatselijke indeling bevolking van gemeenten en onderdelen van gemeenten*. Staatsuitgeverij, Den Haag.
- Coleman, J.S. & T. Hoffer (1987). *Public and Private High Schools. The Impact of Communities*. Basis Books, New York.
- Collins, R. (1979). *The credential society*. New York.
- Districtsbureau Arbeidsvoorziening Groningen (1983). *Indeling naar Werksoorten en Ambachten (ARBIWA)*. Groningen.
- Doeringer, P. & M. Piore (1971). *Internal Labor Market and Manpower Analysis*. D.C. Heath, Lexington Books, Lexington, Mass.
- Dronkers, J. & E. Diekerhof (1984). The effects of district participation in different types of secondary education on the educational careers of individuals. In: P. van den Eeden & H. Oosthoek (eds.): *Multilevel aspects in the educational process*. Gordon and Beach, London.
- Dronkers, J., P. de Graaf, D. de Haan, J. Peek & P. Swanborg (1982). Veranderingen in ongelijke onderwijskansen. *Comenius*, 2, p. 97-113.
- Dronkers, J. & H. Schijf (1986). Neighbourhoods, schools, and individual attainment: a better model for analyzing unequal educational opportunities. In: A.C. Kerckhoff (ed.): *Research in sociology of education and socialization*, 6. JAI-Press, Greenwich CT.
- Dronkers, J. (1989). De kracht van de familie; overeenkomsten en verschillen in bereikt onderwijsniveau binnen en tussen gezinnen. *Sociologische Gids*, 36, p. 300-311.
- Dronkers, J. (1990). De ontwikkelingen in het schoolloopbaanonderzoek: een terugblik op een decennium. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch*, 15, 1, p. 8-22.
- Faasse, J.H., B. Bakker, J. Dronkers & J. Schijf (1985). *Vergelijking van individuele schoolloopbanen in het voortgezet onderwijs in Noord-Brabant voor en na de invoering van de mammoetwet*. ORD-papier 1985. UvA, Amsterdam.
- Ganzeboom, H. (1988). *Leefstijlen in Nederland: een verkennende studie*. Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.
- Garner, C.L. & S.W. Raudenbush (1989). *Neighbourhood effects on educational attainment: a multilevel analysis*. Paper ESRC. Edinburgh/Michigan.
- Goldstein, H. (1987). *Multilevel models in educational and social research*. Charles Griffin & Co., Londen.
- Graaf, N.D. de & H.D. Flap (1986). *With a little help from my friends. Social capital as an explanation of occupational status and income in the Netherlands, the United States and West Germany*. RUU, Utrecht.
- Graaf, P.M. de (1987). *De invloed van financiële en culturele hulpbronnen in onderwijsoopbanen*. ITS, Nijmegen.
- Graaf, P.M. de & J.J. Huinink (1988). *Trends in measured and unmeasured effects of family background on educational attainment and occupational achievement in the Federal Republic of Germany*. First draft, prepared for the Madison meeting of the International Sociological Association's Research Committee on Social Stratification. Utrecht/Berlijn.

- Graaf, P. de (1989). Cultural reproduction and educational stratification. In: B.F.M. Bakker, J. Dronkers & G.W. Meijnen. *Educational opportunities in the welfare state. Longitudinal studies in educational and occupational attainment in the Netherlands*. ITS, Nijmegen.
- Granovetter, M.S. (1973). The strength of weak ties. *American Journal of Sociology*, 78, p. 1360-1380.
- Grotenhuis, H. te & J. Dronkers (1989). Enkele gevolgen van werkloosheid en arbeidsongeschiktheid in de verzorgingsstaat, ongelijke onderwijskansen van kinderen. *Amsterdams Sociologisch Tijdschrift*, 15, p. 634-651.
- Hauser, R.M. (1970). Context and Conseq. A Cautionary Tale. *American Journal of Sociology*, 75, p. 645-664.
- Hauser, R.M. & W.H. Sewell (1985). Birth order and educational attainment in full sibships. *American Educational Research Journal*, 22, p. 1-23.
- Hauser, R.M. & R.S.K. Wong (1987). *Sibling resemblance and inter-sibling effects in educational attainment*. CDE Working Paper 87-4. University of Wisconsin, Madison.
- Huckfeldt, R.R. (1983). Social Contexts, Social Networks, and Urban Neighbourhoods: Environmental Constraints on Friendship Choice. *American Journal of Sociology*, 3, p. 651-669.
- Hummel, H.J. (1972). *Probleme der Mehrebenen Analyse*. Teulner, Stuttgart.
- Lin, N., J.C. Vaughn & W.M. Ensel (1981). Social resources and the strength of ties: structural factors in occupational status attainment. *American Sociological Review*, 46, p. 393-405.
- Longford, N.T. (1986). *Variance component analysis: manual*. University of Lancaster.
- Meijnen, G.W. (1977). *Maatschappelijke achtergronden van intellectuele ontwikkeling*. (Dissertatie). Wolters-Noordhoff, Groningen.
- Meijnen, G.W. (1984). *Van zes tot twaalf*. Flevo-druk, Harlingen.
- Neidhardt, F. (1970). Strukturbedingungen und Probleme familialer Sozialisation. In G. Lüschen & E. Lupri (Hrsg.). *Soziologie der Familie*. Sonderheft 14 der Kölner Zeitschrift für Soziologie und Sozialpsychologie, Opladen.
- Peschar, J.L. (1984). *Schoolloophpanen in het voortgezet onderwijs*. Staatsuitgeverij, Den Haag.
- Raudenbush, S.W. & A.S. Bryk (1986). A hierarchical model for studying schooleffects. *Sociology of education*, 59, p. 1-17.
- SCP (1980). *Sociale achterstand in wijken en gemeenten. Rangorde van Nederlandse wijken en gemeenten naar sociale achterstand op basis van de Algemene Volkstelling 1971*. SCP-cahier no. 14. Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.
- Sewell, W.H. & R.M. Hauser (1980). The Wisconsin longitudinal study of social and psychological factors in aspiration and achievements. In: A.C. Kerckhoff (ed.). *Research in Sociology of Education and Socialization*, 1. JAI-Press, Greenwich CT.
- Tazelaar, F. & M. Sprengers (1984). Werkloosheid en sociaal isolement. *Sociologische Gids*, 31, p. 48-79.
- Tesser, P.Th.M. (1981). *Schoolloophpanenonderzoek in Nederland. Een trendstudie naar ontwikkelingen in het empirisch onderzoek tussen 1960 en 1980*. ITS, Nijmegen.
- Westerlaak, J.M., J.A. Kropman & J.W.M. Collaris (1975). *Beroepenklapper*. ITS, Nijmegen.
- Zajonc, R.B. & G.B. Markus (1975). Birth order and intellectual development. *Psychological Review*, 82, p. 74-88.