Uit één nest? De invloed van primaire socialisatie op onderwijskansen

Koen van Eijck* en Paul M. de Graaf**

Summary

Primary socialization and educational opportunity: A sibling-analysis

In this study we employ sibling-analysis to assess the effect of measured (parent's occupation and education, financial and cultural resources) and unmeasured family characteristics on children's educational attainment. We estimate the models with data from a recent survey, which is representative for the Netherlands. Our findings show that the effects of parental educational and occupational status represent about half of the total family effect, and that additional information on financial and cultural resources increasses this with five percent. We are able to demonstrate that families treat all children similarly: Family effects do not differ for boys and girls, nor for older and younger siblings. A cohort comparison between respondents born before and after 1950 does not display any trends. This suggests that the relationship between the educational resources parents have at their disposal and their educational and occupational status has not changed over time, and that the impact of family background has not diminished.

* AIO verbonden aan de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Brabant. Werkt aan een proefschrift over de invloed van gezinsstructuur en ouderlijke hulpbronnen op de overeenkomsten en verschillen in levenskansen tussen siblings.

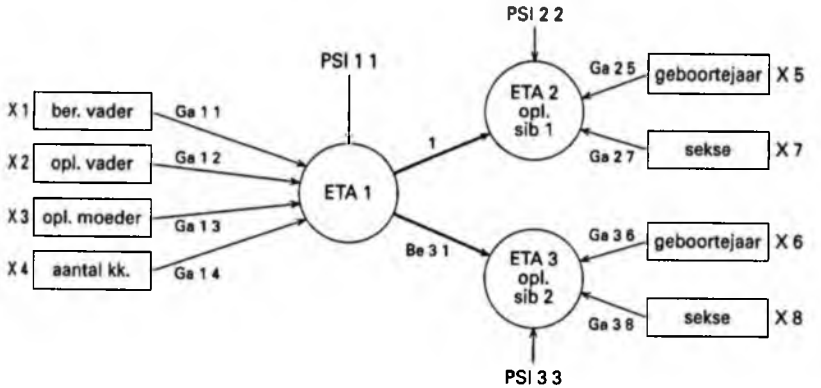
** Universitair hoofddocent bij de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Nijmegen. Zijn onderzoeksbelangstelling gaat uit naar sociale stratificatie en arbeidsmarktprocessen.

1. Inleiding

Onderzoekers op het terrein van sociale stratificatie en mobiliteit hebben sinds de jaren vijftig op verschillende manieren getracht om de invloed van de sociaal-economische en culturele gezinsachtergrond op onderwijskansen, beroepskansen, inkomen en leefstijl vast te stellen. De voornaamste daarbij gebruikte methoden zijn de analyse van bivariate samenhangen tussen herkomst en levenskansen, met name intergenerationele beroepsmobiliteit (vgl. Lipset & Bendix, 1959; Westergaard & Resler, 1975; Grusky & Hauser, 1984; Ganzeboom e.a., 1987; Erikson & Goldthorpe, 1993), en het bestuderen van statusverwervingsmodellen, die een meer compleet beeld van de sociaal-economische levensloop geven (Blau & Duncan, 1967; Dronkers & De Jong, 1982; Hauser & Sewell, 1986; De Graaf & Luijkx, 1992).

In dit artikel brengen we de invloed van de gezinsachtergrond in kaart met behulp van sibling-modellen (Hauser & Mossel, 1985; Hauser & Wong, 1989). In sibling-modellen wordt gebruik gemaakt van informatie over de sociaal-economische posities van meerdere broers en zussen uit één gezin (siblings). We zullen met name ingaan op onderwijskansen, waarbij we de beschikking hebben over informatie betreffende de bereikte opleidingsniveaus van alle siblings uit een representatieve steekproef van 1000 Nederlandse gezinnen. Het sibling-model modelleert de overeenstemming in de opleidingsniveaus tussen twee siblings door middel van een latente, niet geobserveerde factor voor gezinsachtergrond (Eta_1 in fig. 1; op model en notatie komen we nog terug). Deze factor vertegenwoordigt de totale, gesommeerde invloed van alle gemeten en ongemeten gezinskenmerken die een effect hebben op onderwijskansen. In stratificatieonderzoek zijn de gemeten kenmerken meestal het ouderlijk beroeps- en onderwijsniveau. Deze gemeten kenmerken zijn uiteraard slechts imperfecte indicatoren voor allerlei relevant geachte karakteristieken of mechanismen die gezinsachtergrond aan onderwijskansen koppelen. Daarbij valt te denken aan gezinsspecifieke aspecten als de onderwijsondersteunende vaardigheden van de ouders, hun aspiratieniveau of hun financiële mogelijkheden. Ook de buurt waarin men opgroeit, het voorzieningenniveau en de bezochte onderwijsinstellingen zijn vaak gelijk voor siblings en daarmee mogelijke oorzaken voor overeenkomstige levenskansen. Tenslotte dragen ook onderlinge steun en wederzijdse beïnvloeding bij aan de gelijkenis tussen siblings. Gezinskenmerken, omgevingskenmerken en wederzijdse beïnvloeding worden in sibling-modellen gemodelleerd via de latente factor voor gezinsachtergrond.

Ook de factor erfelijkheid biedt mogelijk een verklaring voor de overeenstemming in opleidingsniveaus van siblings. Erfelijke en sociale componenten werken echter zodanig op elkaar in dat hun effecten niet uiteengelegd kunnen



Figuur 1. Hauser en Wong Sibling-model (MIMIC).

worden zonder al bij voorbaat assumpties te maken over hun onderlinge verhouding (Jencks & Brown, 1977; Goldberger, 1977). Deze verhouding hangt ook nog eens af van de sociale condities, bijvoorbeeld van de openheid van een samenleving. Lichtenstein e.a. (1992) geven aan dat genetische factoren een relatief grote rol gaan spelen wanneer een samenleving gekenmerkt wordt door een hoge mate van mobiliteit, omdat sociale factoren in een dergelijke samenleving van minder belang zijn. In een samenleving waarin iemands maatschappelijke status vooral afhangt van de status van de ouders is er nauwelijks ruimte voor de invloed van erfelijke talenten.

Deze problematiek maakt het praktisch onmogelijk erfelijke en sociale gezinsaspecten strikt te scheiden. Een dergelijke scheiding is voor ons onderzoek ook niet nodig, omdat we ervan uitgaan dat de door ons geobserveerde effecten van sociale herkomst voor een aanzienlijk deel aan socialisatie moeten worden toegeschreven en dat de erfelijke component niet de boventoon voert (Jencks & Brown, 1977; Teasdale & Sørensen, 1983). Erfelijke eigenschappen worden in sibling-modellen, samen met alle overige ongemeten bronnen van gemeenschappelijkheid, impliciet meegenomen in de latente gezinsfactor. Wanneer we spreken over de totale gezinsinvloed, duiden we dus op het geheel van sociale en genetische factoren die binnen het gezin voor sociaal-economische gelijkenis zorgen.

Een belangrijk voordeel van sibling-analyse bestaat uit de mogelijkheid vast te stellen in hoeverre de gebruikelijke gemeten milieu-indicatoren daadwerkelijk in staat zijn om de totale gezinsinvloed af te dekken. Met andere woorden: het gebruik van sibling-modellen brengt de verhouding tussen de invloed van gemeten en ongemeten kenmerken in kaart. Door het aantal gemeten indicato-

ren uit te breiden, kunnen we wellicht het aandeel van de gemeten kenmerken verhogen. In dit artikel zullen we een dergelijke poging ondernemen door ook gemeten indicatoren voor de hulpbronnen van het ouderlijk gezin in de analyse te betrekken. Daarbij gebruiken we hypothesen die de mechanismen waarlangs de overdracht van ongelijkheid van de ene generatie op de andere verloopt expliciet maken. Die hypothesen worden ontleend aan twee stratificatietheorieën. Deze worden in de volgende paragraaf kort uiteengezet.

2. Twee stratificatietheorieën en hulpbronnen

De moderniseringstheorie veronderstelt dat het technologische niveau van een samenleving positief samenhangt met de openheid van een samenleving (Lipset & Bendix, 1959; Lenski, 1966; Blau & Duncan, 1967). Volgens deze benadering neemt de relatie tussen gezinsachtergrond en opleidings- en beroepskansen af in moderne samenlevingen, door de steeds hogere functie-eisen die aan de beroepsbevolking worden gesteld. In een efficiënte, moderne economie dienen arbeidskrachten te worden geselecteerd op basis van verdienste en niet op basis van geboorte. Deze verandering in het verdelingsregime, die afgedwongen werd door de technologische ontwikkeling, ging gepaard met een ideologische verandering waarin sterk gehecht werd aan de gelijkheid van kansen. Ook de toenemende bureaucratisering heeft ertoe bijgedragen dat de betekenis van sociale herkomst steeds minder belangrijk geworden is. Kortom volgens de moderniseringstheorie worden individuele talenten meer en meer doorslaggevend voor iemands succes op school en op de arbeidsmarkt.

Echter, onderzoek naar sociale stratificatie en onderwijs laat zien dat in tal van westerse landen de relatie tussen sociaal-economische gezinsachtergrond en opleidingskansen nauwelijks is verminderd (Shavit & Blossfeld, 1993). Terwijl de invloed van factoren als sekse, regio of religie sterk is afgenomen, speelt het milieu van herkomst nog altijd een grote rol in onderwijsloopbanen. Dit biedt bepaald geen ondersteuning voor de moderniseringstheorie.

De conflicttheorie kan beter uit de voeten met een min of meer gelijkblijvende ongelijkheid van onderwijskansen (Collins, 1971). Deze theorie voorspelt, evenals de moderniseringstheorie, dat diploma's steeds belangrijker worden voor succes op de arbeidsmarkt. De reden daarvoor is echter niet zozeer dat diploma's staan voor direct inzetbare beroepsvaardigheden, maar dat werkgevers nu eenmaal de voorkeur geven aan de hoogst opgeleiden. Werkgevers gebruiken diploma's als indicator voor de potentiële produktiviteit waarbij ze ervan uitgaan dat de hoogst opgeleiden het produktiefst zijn. Collins (1971, 1979) argumenteert dat diploma's functioneren als geloofsbrief: ze

geven aan dat iemand een succesvolle socialisatie in de legitieme cultuur achter de rug heeft. Verder gebruiken beroepsgroepen onderwijskwalificaties om het prestige van hun beroep te verhogen en om de toelating tot hun gelederen te reguleren.

In tegenstelling tot de moderniseringstheorie verwacht de conflicttheorie dat het onderwijssysteem niet alleen op individuele talenten selecteert, maar vooral op culturele vaardigheden. Wanneer het culturele thuisklimaat afwijkt van het op school heersende cultuurpatroon, zijn kinderen minder op hun gemak en behalen ze slechtere resultaten. Wanneer thuis- en schoolcultuur met elkaar overeenstemmen, beschikt een kind over voldoende culturele hulpbronnen, waardoor het betere prestaties zal leveren op school. Daarom wordt deze theorie ook wel de culturele-reproduktietheorie genoemd (Bourdieu 1977, 1979). Bourdieu heeft duidelijke ideeën over de inhoud van de culturele hulpbronnen. Hij verstaat daaronder bekendheid met de formele cultuur, hetgeen tot uitdrukking komt in een 'goede' smaak, welgemanierdheid, kennis van kunst en literatuur, alsmede in een zeker cognitief ontwikkelingsniveau dat vereist is om de culturele informatie te verwerken. Dergelijke culturele hulpbronnen worden vooral vergaard gedurende de vroege (primaire) socialisatie binnen het gezin (Meynen, 1982; Ganzeboom, 1984; De Graaf, 1987; Maas, 1990), waardoor kinderen reeds met sterk verschillende culturele bagages aan hun schoolloopbaan beginnen. Die verschillen worden er tijdens de onderwijscarrière niet minder op, omdat het onderwijs de aanwezigheid van culturele hulpbronnen vooronderstelt bij haar leerlingen, in plaats van deze gedurende de schoolloopbaan te reiken.

Beide theorieën kunnen worden vertaald in hypothesen over historische veranderingen in de inzetbaarheid van ouderlijke hulpbronnen. Daarbij onderscheiden we materiële (of financiële) en culturele hulpbronnen. De moderniseringstheorie zegt dat irrelevante selectiecriteria zullen verdwijnen in een zich ontwikkelende samenleving. De invloed van sociale herkomst zou daarmee moeten vervagen, omdat zowel financiële als culturele barrières een belemmering vormen voor de ontplooiing van individuele talenten. De conflicttheorie voorspelt daarentegen dat het belang van de gezinsachtergrond niet zal afnemen, omdat de culturele hulpbronnen hun sterke invloed behouden. Het wegvallen van de rol van financiële hulpbronnen leidt niet tot een grotere openheid, zolang er grote verschillen blijven bestaan in de mate waarin gezinnen over culturele hulpbronnen beschikken. Het is zelfs mogelijk dat het belang van culturele hulpbronnen is toegenomen, omdat ouders daarmee de uitschakeling van financiële hulpbronnen trachten te compenseren.

De voorspelling van beide theorieën dat de intergenerationele overdracht van sociale ongelijkheid vooral via het bereikte opleidingsniveau wordt bepaald, is voor Nederland bevestigd. De directe overdracht van beroepsongelijkheid is in de twintigste eeuw vrijwel geheel verdwenen (De Graaf & Luijkx, 1992). Wie geïnteresseerd is in een verklaring van intergenerationele sociale mobiliteit moet zich in de eerste plaats richten op de verklaring van de relatie tussen sociale achtergrond en onderwijssucces.

De Graaf (1987) kwam tot de bevinding dat financiële hindernissen niet langer een rol spelen in onderwijsloopbanen. Er is geen directe invloed van de welstand in het ouderlijk gezin op onderwijssucces. De welvaartsgroei heeft er, tezamen met een activistisch onderwijsbeleid, voor gezorgd dat ook kinderen van financieel minder draagkrachtige ouders alle scholen kunnen bezoeken, ongehinderd door financiële overwegingen. Ook deze bevinding werd door beide stratificatietheorieën voorspeld.

Delen van Bourdieus culturele-reproduktietheorie zijn empirisch onderzocht door DiMaggio (1982) en De Graaf (1986, 1987). Deze auteurs gebruiken een definitie à la Bourdieu voor participatie aan formele cultuur, door indicatoren als theaterbezoek, museumbezoek, voorkeur voor klassieke muziek en het lezen van literatuur in hun schalen voor culturele hulpbronnen op te nemen. De Nederlandse bevindingen bieden ondersteuning voor de culturele-hulpbronnentheorie. De Graaf (1987) concludeert dat ouderlijke culturele hulpbronnen een aanzienlijk effect hebben op onderwijsprestaties van hun kinderen, en dat ze de effecten van ouderlijk opleidings- en beroepsniveau goeddeels verklaren. Hij was echter niet in staat om trends in de werking van culturele hulpbronnen op te sporen. Een cohortvergelijking wordt wel geboden door Niehof en Ganzeboom (1994); hun resultaten laten geen verschillen tussen cohorten zien. In dit artikel willen we een bijdrage leveren aan de discussie door de gebruikelijke schalen voor culturele en financiële hulpbronnen op te nemen in sibling-modellen. We vergelijken twee cohorten om een indicatie voor historische veranderingen te verkrijgen.

3. Modellen en hypothesen

In dit artikel gebruiken we twee sibling-modellen; één met, en één zonder indicatoren voor de culturele en financiële hulpbronnen van de ouders (zie fig. 1 en 2). Deze modellen worden geschat met behulp van het LISREL-programma (Jøreskog & Sørbom, 1989). In de hier volgende presentatie refereren we aan de LISREL-notatie.

Het eenvoudigste model (fig. 1) is een zogenaamd mimic-model, zoals dat

voorgesteld is door Hauser en Wong (1989). Vaders beroepsniveau (X_1), vaders opleiding (X_2), moeders opleiding (X_3) en gezinsgrootte (X_4) zijn de gemeten indicatoren voor de latente gezinsfactor Eta_1. Eta_2 en Eta_3 zijn de opleidingsniveaus van respectievelijk de oudere en de jongere sibling van het paar. Behalve door de gezinsfactor Eta_1 worden de opleidingsniveaus beïnvloed door de individuele variabelen geboortejaar (X_5 en X_6) en sekse (X_7 en X_8). Alle overeenstemming tussen beide siblings komt tot stand via de effecten van de gezinsfactor Eta_1. Psi_{11} staat voor de residuele variantie in de gezinsfactor. Hoe kleiner Psi_{11}, des te beter zijn we erin geslaagd de gezinsachtergrond af te dekken met de gemeten indicatoren. Psi_{22} en Psi_{33} staan voor de residuele varianties in de opleidingsniveaus van de individuele siblings.

Eerder Nederlands en Amerikaans onderzoek met behulp van sibling-modellen heeft laten zien dat de verklaarde variantie van de gezinsfactor (Eta_1) tussen de 45 en 55 procent schommelt. Met betrekking tot de effecten van die gezinsfactor op de individuele opleidingsniveaus en de proporties verklaarde variantie in die opleidingsniveaus zijn de verschillen in resultaten van de verschillende onderzoeken echter beduidend groter. Het betreft dan met name verschillen tussen oudere en jongere siblings binnen het gezin, verschillen tussen zonen en dochters, en verschillen tussen cohorten. We zullen deze hieronder kort weergeven.

In een aantal gevallen is gevonden, dat eerder geboren siblings meer invloed ondergaan van de gezinsachtergrond dan later geboren siblings (Hauser & Wong, 1989; Dronkers, 1989). Wellicht worden oudere kinderen sterker beïnvloed door hun ouders, omdat ze zelf geen of weinig oudere broers of zussen hebben die als rolmodel kunnen dienen en ze daarom sterker gestuurd kunnen worden door de ouders. Ook is het mogelijk dat van oudere kinderen vaker wordt verwacht om qua opleiding of beroep in de voetsporen van hun ouders te treden. Een wetmatigheid is de sterkere beïnvloeding van oudere siblings echter zeker niet, aangezien er ook sibling-onderzoeken zijn verricht die geen verschil vinden tussen de gezinseffecten op oudere en jongere siblings (Benin & Johnson, 1984; De Graaf & Huinink, 1992; Dronkers, 1992). In dit artikel verwachten we geen systematische verschillen te vinden tussen oudere en jongere siblings. Onze steekproef is een zeer recente, en er zijn redenen om aan te nemen dat een eventuele invloed van geboortevolgorde de laatste decennia is weggevallen. Ten eerste is het aantal beroepen waarbij ouders direct hun materiële bezittingen konden overdragen aan hun kinderen (boeren, kleine zelfstandigen) afgenomen, waardoor ouders hun ambities niet meer specifiek op één zoon (of dochter) richten. Ten tweede zijn de kosten van het onderwijs gedurende de jaren vijftig sterk omlaag gegaan. De materiële hulpbronnen van de ouders worden daarom minder snel uitgeput, zodat zij al hun kinderen gelij-

ke opleidingskansen kunnen bieden. Ook de afname van de gemiddelde gezinsgrootte speelt daarbij een rol (Blake, 1989). Ouders hoeven niet langer om financiële redenen te kiezen welk kind wél en welk kind niet kan gaan studeren. In een nog niet gepubliceerde analyse door de eerste auteur naar de invloed van geboortevolgorde op opleidingsniveau, komt naar voren dat er in Nederland geen effecten van geboortevolgorde op het onderwijskansen meer bestaan. Blijkbaar worden in Nederland ouderlijke hulpbronnen gelijkelijk verspreid over alle kinderen uit het gezin. In dit opzicht verschilt Nederland van de Verenigde Staten en Hongarije, waar Blake (1989) en Van Eijck en De Graaf (1993) wel effecten van geboortevolgorde vonden.

De invloed van het gezin op onderwijssucces is over het algemeen even groot voor zonen als voor dochters (Benin & Johnson, 1984; Hauser & Wong, 1989; De Graaf & Huinink, 1992). De proportie verklaarde variantie van het opleidingsniveau van vrouwen is echter over het algemeen hoger dan die voor mannen. Dat kan worden verklaard uit het feit dat de totale variantie in opleidingsniveau voor vrouwen geringer is. Aangezien vrouwen meer zijn gaan deelnemen aan het onderwijs, verwachten we dat dit verschil tussen de seksen zal afnemen.

Cohortverschillen in de mate waarin het opleidingsniveau wordt bepaald door de gezinsachtergrond wijzen in de richting van een afnemende invloed van sociaal milieu (De Graaf, 1986; Dronkers, 1992; De Graaf & Ganzeboom, 1993). Met name de resultaten van De Graaf en Ganzeboom (1993), die zijn gebaseerd op een grote steekproef en daarom als zeer betrouwbaar kunnen worden beschouwd, maken aannemelijk dat de invloed van de gezinsachtergrond is afgenomen. Zij vinden significante neerwaartse trends in de effecten van beroep en opleiding van de vader. In Nederland is de ongelijkheid van kansen overigens sterker afgenomen dan in de meeste andere Europese landen of de Verenigde Staten (De Graaf & Ganzeboom, 1993).

Wanneer we naar cohortverschillen in de gezinsinvloed gaan kijken met behulp van sibling-modellen, moeten we zowel op de effecten van de milieu-indicatoren als op de totale gezinsinvloed letten. Om te beginnen kunnen de effecten van de indicatoren voor het sociaal-economisch milieu op de latente gezinsfactor veranderen. Een afname van die effecten zou betekenen dat het steeds moeilijker wordt om de gezinsinvloed te karakteriseren in termen van sociale klasse. Dat hoeft echter nog niet te betekenen dat de totale gezinsinvloed afneemt. De totale gezinsinvloed kan gelijk blijven ondanks een afname van de effecten van de gemeten gezinskenmerken. Wanneer dit het geval is, vermindert de proportie verklaarde variantie van de latente gezinsfactor, maar blijft de proportie verklaarde variantie van de opleidingsniveaus gelijk. Dankzij sibling-modellen is het mogelijk om de invloed van de gemeten indicatoren

voor sociaal-economisch milieu te onderscheiden van de invloed van het gezin in haar totaliteit.

4. Hypothesen

Hypothese 1. Er zijn geen verschillen in de invloed van gezinsachtergrond op het opleidingsniveau van oudere en jongere siblings.
Hypothese 2. Er zijn geen verschillen in de invloed van gezinsachtergrond op het opleidingsniveau van zonen en dochters.
Hypothese 3. Wanneer indicatoren voor materiële en culturele hulpbronnen aan het sibling-model worden toegevoegd, wordt de totale gezinsinvloed beter in kaart gebracht dan wanneer we alleen beroep vader, opleiding ouders en gezinsgrootte als indicatoren gebruiken.
Hypothese 4. Wanneer indicatoren voor materiële en culturele hulpbronnen aan het sibling-model worden toegevoegd, nemen de directe effecten van beroep vader en opleiding ouders op de gezinsfactor af, omdat ze deels worden geinterpreteerd.
Hypothese 5 (moderniseringshypothese). De invloed van zowel materiële als culturele hulpbronnen neemt af. Daarmee neemt ook de totale gezinsinvloed af.
Hypothese 6 (conflicthypothese). De invloed van materiële hulpbronnen neemt af. De invloed van culturele hulpbronnen blijft gelijk of neemt toe. De totale gezinsinvloed neemt daardoor niet af.
Hypothese 7. De invloed van sekse op het bereikte onderwijsniveau neemt af.

5. Data

De data waarvan in dit artikel gebruik wordt gemaakt, zijn afkomstig van de 'Familie-enquête Nederlandse bevolking 1992/93' (Ultee & Ganzeboom, 1993). De primaire respondent en zijn of haar eventuele partner zijn mondeling en schriftelijk ondervraagd over hun levensloop (sociale achtergrond, onderwijs, beroep, inkomen, verhuisgeschiedenis, leefstijl). Aan de respondenten werden ook vragen gesteld over de onderwijs- en beroepsposities van al hun siblings. De duur van het mondelinge vraaggesprek bedroeg gemiddeld één tot anderhalf uur. De ouders en één willekeurig geselecteerde sibling van de respondent kregen een schriftelijke vragenlijst toegestuurd.

De enquête is afgenomen onder exact 1000 respondenten, die een representatieve steekproef vormen voor de Nederlandse bevolking[1]. De respons be-

droeg 45 procent, wat tegenwoordig niet ongewoon is (Bijnen, 1990). Nadat respondenten met onvolledige informatie of inconsequente sibling-gegevens uit het bestand verwijderd zijn, houden we er 910 over. De analyse-eenheden in de toegepaste sibling-modellen bestaan uit sibling-paren. We maken dus geen gebruik van de respondenten die enig kind zijn. Omdat we pas kunnen veronderstellen dat mensen hun schoolloopbaan hebben voltooid wanneer ze 25 jaar of ouder zijn, selecteren we paren waarin beide siblings aan dit criterium voldoen. Indien twee siblings in hetzelfde jaar geboren zijn, hebben we er één uit het bestand verwijderd omdat we hun geboortevolgorde niet konden vaststellen. Dit brengt het totale aantal siblings waarvan gegevens zijn geanalyseerd op 3080, afkomstig uit 721 gezinnen. Met deze siblings kunnen we 7197 sibling-paren vormen. Omdat er in grote gezinnen meer paren gevormd kunnen worden dan in kleine gezinnen is er een weging toegepast, die ervoor zorgt dat elk gezin even zwaar is vertegenwoordigd in de uiteindelijke steekproef van sibling-paren (N=721). Wanneer we de sibling-paren opsplitsen naar specifieke seksecombinaties (bijv. wanneer we alleen broer/broer- of zus/zus-paren bekijken) of naar cohort, wordt er voor iedere combinatie een aparte weging toegepast.[2]

De cruciale afhankelijke variabele, het bereikte opleidingsniveau, is onderverdeeld in 10 categorieën (geen voltooid onderwijs, voltooid lager onderwijs, lbo, mavo, mbo, havo, vwo, hbo, wo, postdoctoraal onderwijs). Het beroep van de vader is gekwantificeerd volgens de Internationale Sociaal-Economische Index (ISEI) (Ganzeboom e.a., 1992), die gekoppeld is aan de ISCO- en CBS-beroepenclassificaties.

De materiële en culturele hulpbronnen zijn geïndiceerd aan de hand van twee gestandaardiseerde schalen, zoals ontwikkeld door Niehof en Ganzeboom (1994). De materiële schaal (α=0,87) bevat 13 items, die de welstand aangeven in het ouderlijk huis van de respondent toen deze 15 jaar oud was. De items hebben betrekking op de kwaliteit van de ouderlijke woning (verwarming, aantal kamers), op het bezit van luxegoederen (o.a. televisie, koelkast, auto) en op de subjectieve welstand van de ouders. De culturele schaal (α=0,87) bestaat uit 9 items, eveneens met betrekking tot de situatie toen de respondent 15 jaar oud was. Gevraagd werd naar ouderlijke cultuurparticipatie (o.a. museum-, opera- en concertbezoek) en leesgedrag (leesfrequentie, lezen van Nederlandse en buitenlandse romans en poëzie).

6. Resultaten

6.1. Standaard sibling-modellen

We beginnen met de analyse van het model uit figuur 1 (Hauser & Wong, 1989). De resultaten voor dit model[3] worden gegeven in tabel 1. Dit model past erg goed bij de data: de Chi^2 bedraagt slechts 1,54 bij 7 vrijheidsgraden. De hoge p-waarde (0,98) duidt op een uitstekende fit. In model 2 toetsen we of de effecten van geboortejaar en sekse gelijk zijn voor beide siblings; dit heeft nauwelijks consequenties voor de fit van het model, zodat we deze restrictie accepteren. Model 3 gaat uit van gelijke residuele varianties voor de opleidingsniveaus van beide siblings. Hiermee toetsen we of er verschil bestaat in de mate waarin de individuele opleiding kan worden voorspeld met de latente gezinsfactor. Deze veronderstelling blijkt terecht; het verschil in Chi^2 met model 2 is zeer gering. In model 4 veronderstellen we tenslotte dat de oudste en de jongste sibling even sterk worden beïnvloed door het gezin van herkomst. Ook deze restrictie is toegestaan, wat betekent dat hypothese 1, die voorspelt dat de geboortevolgorde geen consequenties heeft, ondersteund wordt.

De parameters die behoren bij model 4 van panel A in tabel 1 zijn weergegeven in tabel 2. Alle vier de indicatoren van sociaal milieu hebben een significant effect, evenals geboortejaar en sekse. De gestandaardiseerde effecten (Bèta's) van vaders opleiding en beroep zijn nagenoeg gelijk (resp. 0,30 en 0,34). Het gestandaardiseerde effect van moeders opleiding is wat lager dan dat van vaders opleiding, terwijl het ongestandaardiseerde effect in dezelfde orde van grootte ligt. Dit wordt veroorzaakt door de geringere variantie van moeders opleiding. De gezinsgrootte beïnvloedt het opleidingsniveau significant negatief, en het sekse-effect toont dat mannen gemiddeld een hoger opleidingsniveau bereiken dan vrouwen. Het positieve effect van geboortejaar laat de opgetreden onderwijsexpansie zien, waardoor jongere cohorten een hoger opleidingsniveau hebben bereikt dan oudere.

De verklaarde variantie van de latente gezinsfactor (Eta_1) bedraagt 55 procent. Ruim de helft van het effect van de totale gezinsachtergrond blijkt te kunnen worden toegeschreven aan de standaard milieu-indicatoren beroep vader, opleiding vader, opleiding moeder en gezinsgrootte. De rest (45%) blijft onverklaard. De opleidingsniveaus van de siblings worden op hun beurt voor bijna de helft (48%) verklaard door de gezinsfactor, sekse en geboortejaar. Deze proportie verklaarde variantie is uitzonderlijk hoog. Normaal moet men genoegen nemen met 30 à 40 procent verklaarde variantie; de toegevoegde verklaarde variantie moet worden toegeschreven aan de ongemeten gezinsken-

Tabel 1. Geselecteerde Hauser en Wong Sibling-modellen (Mimic).

PANEL A:	alle sibling-paren							
		df	Chi^2	p	Contrast	Chi^2	df	p
Model 1:	Basis (Fig.1)	7	1,54	0,98				
Model 2:	$1+Ga_{25}=Ga_{36}$ en $Ga_{27}=Ga_{38}$	9	3,04	0,96	(2-1)	1,50	2	0,48
Model 3:	$2+Ps_{22}=Ps_{33}$	10	3,23	0,98	(3-2)	0,19	1	0,67
Model 4:	$3+Be_{31}=1$	11	3,31	0,99	(4-3)	0,08	1	0,78
PANEL B:	apart voor vier sibling-combinaties							
		df	Chi^2	p	Contrast	Chi^2	df	p
Model 1:	Basis (Fig.1)	20	9,97	0,97				
Model 2:	$1+Ga_{25}=Ga_{36}$ en invariant	27	59,01	0,00	(2-1)	49,04	7	0,00
Model 3:	$1+Ga_{25}$ en Ga_{36} verschillend per sekse	26	13,16	0,98	(3-1)	3,19	6	0,78
Model 4:	$3+Ps_{22}=Ps_{33}$ en invariant	33	61,18	0,00	(4-3)	48,02	7	0,00
Model 5:	$3+Ps_{22}$ en Ps_{33} verschillend per sekse	32	17,88	0,98	(5-3)	4,72	6	0,58
Model 6:	$5+Ga_{11}$, Ga_{12}, Ga_{13} en Ga_{14} invariant	44	24,79	0,99	(6-5)	6,91	12	0,86
Model 7:	$6+Be_{31}=1$	48	29,10	0,99	(7-6)	4,32	4	0,37
Model 8:	$7+Ps_{11}$ invariant	51	32,39	0,98	(8-7)	3,29	3	0,36

PANEL C:	Trendmodellen							
		df	Chi^2	p	Contrast	Chi^2	df	p
Model 1:	Panel A, Model 4	22	7,31	1,00				
Model 2:	1+ Ga_{27} en Ga_{38} invariant	23	21,86	0,53	(2-1)	14,55	1	0,00
Model 3:	1+ Ps_{22} en Ps_{33} invariant	23	7,32	1,00	(3-1)	0,01	1	0,92
Model 4:	3+ Ga_{i*} invariant	27	14,53	0,98	(4-3)	7,21	4	0,13
Model 5:	4+ Ps_{11} invariant	28	14,60	0,98	(5-4)	0,07	1	0,79

Bron: Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992/'93.

Tabel 2. Parameter-schattingen van geselecteerde sibling-modellen uit model 4, panel A, tabel 1.

Effecten:	effect	se	beta
Beroep vader - familiefactor (Ga_{11})	0,03	(0,01)	0,30
Opleiding vader - familiefactor (Ga_{12})	0,23	(0,04)	0,34
Opleiding moeder - familiefactor (Ga_{13})	0,20	(0,05)	0,21
Aantal siblings - familiefactor (Ga_{14})	–0,06	(0,03)	–0,09
Geboortejaar - opleiding (Ga_{25}=Ga_{36})	0,03	(0,01)	0,13
Sekse - opleiding (Ga_{27}=Ga_{38})	–0,46	(0,10)	–0,10
Proporties verklaarde varianties:	percentage		
Familiefactor (1-Ps_{11})	55		
Opleiding (1-Ps_{22}=1-Ps_{33})	48		

* = niet significant bij $p \leq 0,05$

Bron: Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992/'93.

merken, die ook hier onbekend blijven, maar waarvan de invloed wel zichtbaar is in onze sibling-modellen.

In bovenstaande modellen hebben we alle soorten sibling-paren tezamen geanalyseerd. Het is echter mogelijk dat we uiteenlopende resultaten verkrijgen wanneer we de sibling-paren opdelen in vier groepen, waarmee we alle mogelijke combinaties van broers en zussen in beeld brengen (oudere broer/jongere broer; oudere broer/jongere zus; oudere zus/jongere broer; oudere zus/jongere zus). We hebben deze uitsplitsing nodig om hypothesen over sekseverschillen te toetsen[4]. De resultaten van de analyse van de vier verschillende sibling-combinaties zijn weergegeven in panel B van tabel 1. We gebruiken opnieuw het Mimic-model uit figuur 1.

Wanneer we de sibling-paren opsplitsen naar sekse, wijken de resultaten in twee opzichten af van die uit panel A. Ten eerste verschillen de effecten van geboortejaar ($Gamma_{25}$ en $Gamma_{36}$), zoals het contrast tussen de modellen 1 en 2 laat zien. Model 3 veronderstelt dat deze effecten slechts verschillen tussen mannen en vrouwen, ongeacht de geboortevolgorde; dit blijkt een goede modellering. Het opleidingsniveau van vrouwen is de laatste decennia sterker gestegen dan dat van mannen: de ongestandaardiseerde effecten van geboortejaar zijn respectievelijk 0,05 en 0,01. Dat houdt in dat voor mannen het verschil in gemiddeld opleidingsniveau tussen de allerjongsten en alleroudsten in de steekproef ongeveer 0,5 bedraagt, terwijl dat verschil voor vrouwen 2,5 is. Daarmee is het aanvankelijke verschil in opleiding tussen mannen en vrouwen sterk gereduceerd.

Een tweede punt waarop we verschillen met panel A vinden, betreft de residuele varianties van de opleidingsniveaus van de siblings (Psi_{22} en Psi_{33}). Ook deze blijken te verschillen voor mannen en vrouwen (model 5). Uit de parameters (deze zijn niet weergegeven in tabel 2) blijkt dat er meer variantie van het opleidingsniveau van vrouwen wordt verklaard door het model dan van het opleidingsniveau van mannen, namelijk 58 versus 41 procent verklaarde variantie. Dit heeft twee oorzaken. Ten eerste heeft voor vrouwen, zoals gezien, het geboortejaar een groter effect dan voor mannen en dus meer verklaringskracht. Ten tweede, en belangrijker, is de variantie van opleidingsniveau voor mannen een stuk groter (6,55 versus 4,81), waardoor gelijke milieu-effecten minder variantie verklaren.

Dit zijn de enige verschillen die we vinden bij de vergelijking van de vier seksecombinaties. In model 6 zien we dat de effecten van sociaal milieu in alle groepen een even sterke invloed uitoefenen op de familiefactor. Uit model 7 blijkt opnieuw dat siblings niet significant verschillen in de mate waarin het gezin hun opleidingsniveau bepaalt, ook wanneer we rekening houden met hun

sekse en geboortevolgorde. Ten slotte blijkt uit model 8 dat er ook geen verschillen bestaan in de mate waarin de gezinsachtergrond wordt bepaald door de vier gemeten milieukenmerken. Daarmee bevestigen we hypothesen 1 en 2, die zeggen dat in Nederland alle kinderen binnen een gezin dezelfde kansen krijgen.

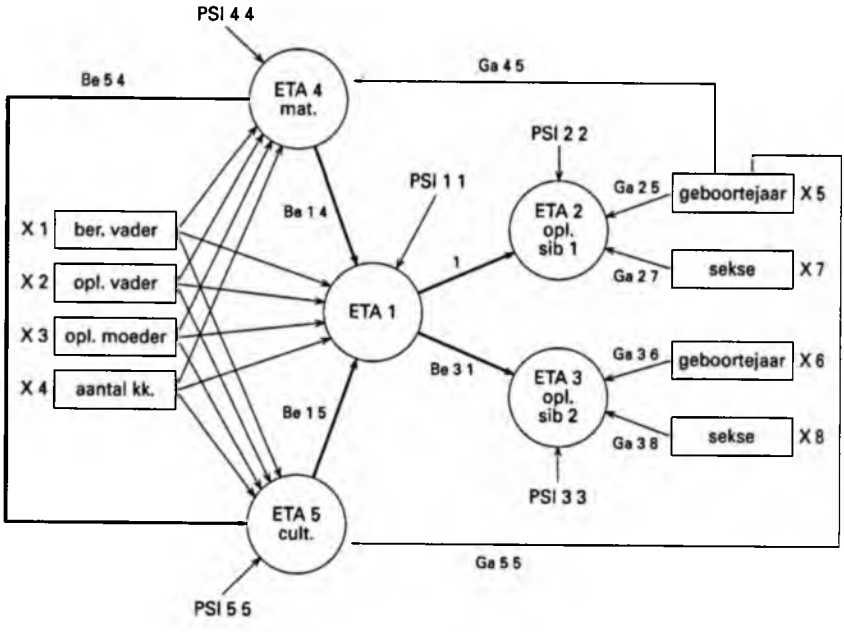
Voor een analyse van cohortverschillen hebben we de sibling-paren opgedeeld in twee cohorten: een cohort waarin beide siblings zijn geboren vóór 1950 en een cohort waarin beide siblings zijn geboren in of na 1950. De opeenvolgende modellen zijn weergegeven in panel C van tabel 2[5]. We beginnen de cohortanalyse met een basismodel waarin dezelfde restricties zijn opgenomen als in model 4 van panel A.

We vinden slechts één significant verschil tussen beide cohorten, namelijk een afname in de invloed van sekse (model 2). Het sekse-effect is gedaald van –0,82 in het oude cohort naar –0,08 in het jongere cohort. De invloed van sekse op het opleidingsniveau is daarmee niet langer significant. Dit bevestigt hypothese 7.

De verklaarde variantie van de individuele opleidingsniveaus is niet veranderd over de tijd (model 3), evenmin als de effecten van de milieu-indicatoren op de gezinsfactor (model 4) en de residuele variantie in de latente gezinsfactor (model 5). Deze bevindingen stroken noch met de moderniseringstheorie, noch met de conflicttheorie. We kunnen niet concluderen dat de invloed van gezinsachtergrond op opleidingsniveau is veranderd. Dit blijkt overigens ook al uit de samenhang tussen de opleidingsniveaus van de siblings in de twee cohorten. We zouden een afnemende samenhang verwachten wanneer de gezinsinvloed geringer wordt, maar daarvan blijkt geen sprake te zijn. In het oudere cohort is de correlatie tussen de opleidingsniveaus van de siblings 0,47 en in het jongere cohort 0,46. Niets wijst dus op een significant afnemende beïnvloeding door het gezin van herkomst.

6.2. *Modellen met materiële en culturele hulpbronnen*

Voor een analyse van de invloed van materiële en culturele hulpbronnen stappen we nu over naar het model uit figuur 2. Materiële hulpbronnen (Eta_4, 'mat.'), en culturele hulpbronnen (Eta_5, 'cult.') worden rechtstreeks beïnvloed door de milieu-indicatoren X_1 tot en met X_4. $Bèta_{14}$ is het effect van materiële hulpbronnen op de gezinsfactor Eta_1, $Bèta_{15}$ is het overeenkomstige effect van culturele hulpbronnen en $Bèta_{54}$ is het effect van materiële op culturele hulpbronnen. Ga_{45} en Ga_{55} zijn de effecten van geboortejaar op materiële respectie-



Figuur 2. Hauser en Wong Sibling-model, inclusief indicatoren voor culturele en materiële hulpbronnen.

velijk culturele hulpbronnen. We verwachten dat gezinnen er vooral in materieel opzicht op vooruit zijn gegaan.

In panel A van tabel 3 worden de resultaten voor de totale steekproef opgesomd. Het basismodel past opnieuw erg goed: de Chi^2 is 6,08 bij 15 vrijheidsgraden. De effecten van sekse en geboortejaar zijn wederom gelijk voor beide siblings wanneer we de totale steekproef bekijken (model 2), evenals de residuele varianties van de opleidingsniveaus (model 3) en de effecten van de gezinsfactor op de beide opleidingsniveaus (model 4). Ook wanneer rekening wordt gehouden met materiële en culturele hulpbronnen zijn alle parameters gelijk voor beide siblings.

De parameters behorende bij model 4 uit panel A van tabel 3 staan in tabel 4. Wanneer we deze vergelijken met de parameters uit tabel 2 zien we dat de effecten van vaders beroep en de opleidingsniveaus van beide ouders inderdaad zijn afgenomen, maar dat deze afname slechts 20 à 25 procent bedraagt. De effecten van het sociaal-economisch milieu worden dus maar ten dele geïnterpreteerd door materiële en culturele hulpbronnen. Onze hypothese 4 wordt

Tabel 3. Geselecteerde Hauser en Wong Sibling-modellen met indicatoren voor culturele en materiële hulpbronnen.

Panel A	Alle sibling-paren							
		df	Chi^2	p	Contrast	Chi^2	df	p
Model 1:	basis (Fig. 2)	15	6,08	0,98				
Model 2:	$1+Ga_{25}=Ga_{36}$ en $Ga_{27}=Ga_{38}$	17	7,72	0,97	(2-1)	1,64	2	0,45
Model 3:	$2+Ps_{22}=Ps_{33}$	18	7,96	0,98	(3-2)	0,24	1	0,64
Model 4:	$3+Be_{31}=1$	19	8,12	0,99	(4-3)	0,16	1	0,69
Panel B	**Trendmodellen**							
		df	Chi^2	p,	Contrast	Chi^2	df	p
Model 1:	Panel A, Model 4	38	15,73	1,00				
Model 2:	$1+Ga_{27}$ en Ga_{38} invariant	39	30,71	0,83	(2-1)	14,98	1	0,00
Model 3:	$1+Ps_{22}$ en Ps_{33} invariant	39	15,73	1,00	(3-1)	0,00	1	1,00
Model 4:	$1+Ga_{4\bullet}$ en $Ga_{5\bullet}$ invariant	47	31,37	0,96	(4-3)	15,64	8	0,05
Model 5:	$4+Ga_{44}$ vrij	46	23,59	1,00	(5-3)	7,86	7	0,35
Model 6:	$5+Ps_{44}$ invariant	47	30,96	0,95	(6-5)	7,37	1	0,00
Model 7:	$5+Ps_{55}$ invariant	47	25,72	1,00	(7-5)	2,13	1	0,15
Model 8:	$7+Be_{54}$ invariant	48	26,59	0,99	(8-7)	0,87	1	0,37
Model 9:	$8+Be_{1\bullet}$ en $Ga_{1\bullet}$ invariant	54	35,58	0,98	(9-8)	8,99	6	0,18
Model 10:	$9+Ps_{11}$ invariant	55	36,06	0,98	(10-9)	0,48	1	0,49

Bron: Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992/'93.

daarmee slechts gedeeltelijk bevestigd. Het effect van vaders beroep gaat van 0,03 naar 0,02 (Bèta = 0,30 resp. 0,22). Het effect van vaders opleiding vermindert met 0,04 van 0,23 naar 0,19 (Bèta = 0,34 resp. 0,27). Het effect van moeders opleiding daalt van 0,20 naar 0,14 (Bèta = 0,21 resp. 0,14).

De invloed van de gezinsgrootte op de familiefactor daalt nauwelijks (van 0,06 naar 0,05), maar verliest wel haar significantie. Dat het kindertal in het uitgebreide model geen invloed heeft op de opleidingsniveaus van de siblings is opmerkelijk. Volgens de 'resource-dilution'-theorie (Anastasi, 1956; Blake, 1981; Heer, 1985; Powell & Steelman, 1990) kunnen ouderlijke hulpbronnen minder effectief worden aangewend naarmate deze over meer kinderen verdeeld moeten worden. Blake (1989) vindt dan ook dat gezinsgrootte in de Verenigde Staten een onafhankelijk significant negatief effect heeft op de onderwijskansen van kinderen. Dat dit resultaat niet opgaat voor de Nederlandse situatie wijst erop dat culturele en materiële hulpbronnen in het Nederlandse onderwijssysteem een minder belangrijke rol spelen, of dat Nederlandse ouders beter in staat zijn hun hulpbronnen effectief in te zetten. We zien overigens wel een klein maar significant effect van gezinsgrootte op materiële hulpbronnen. Het aantal siblings heeft dus een beperkte invloed op de aanwezigheid van materiële hulpbronnen, maar beïnvloedt de onderwijskansen niet direct.

Culturele en materiële hulpbronnen hebben beide een sterk en nagenoeg gelijk effect op de latente gezinsfactor. Materiële hulpbronnen hebben ook nog eens een sterk effect op de aanwezigheid van culturele hulpbronnen. Verder blijkt dat gezinnen materieel steeds rijker zijn geworden, getuige het positieve effect van geboortejaar, maar in steeds geringere mate beschikken over culturele hulpbronnen. Dit laatste wordt vermoedelijk vooral veroorzaakt doordat er steeds minder gelezen wordt door de Nederlandse bevolking (Knulst & Kalmijn, 1988; Kraaykamp & Knulst, 1992).

Na opname van de hulpbronnen in de sibling-modellen blijkt de verklaarde variantie van de gezinsfactor gestegen te zijn van 55 naar 60 procent. Dat lijkt een geringe toename, maar we moeten rekening houden met het feit dat het onmogelijk zou zijn om 100 procent verklaarde variantie te bereiken. Waarschijnlijk zitten we met 60 procent al dicht tegen het plafond van onze mogelijkheden. Ook hypothese 3 wordt dus ten dele bevestigd. De verklaarde variantie van de opleidingsniveaus van de siblings is logischerwijze gelijk aan wat we in de mimic-modellen vonden: 48 procent.

Ook voor het uitgebreide model uit figuur 2 kijken we naar cohortverschillen.[6] We doen dat door in panel B van tabel 3 de steekproef in twee cohorten op te

Tabel 4. Parameter-schattingen van geselecteerde sibling-modellen uit model 4, panel A, Tabel 3.

Effecten:	effect	se	beta
Beroep vader - familiefactor (Ga_{11})	0,02	(0,01)	0,22
Opleiding vader - familiefactor (Ga_{12})	0,19	(0,04)	0,27
Opleiding moeder - familiefactor (Ga_{13})	0,14	(0,05)	0,14
Aantal siblings - familiefactor (Ga_{14})	–0,05*	(0,03)	–0,06
Beroep vader - materiële hulpbronnen (Ga_{41})	0,01	(0,00)	0,24
Opleiding vader - materiële hulpbronnen (Ga_{42})	0,04	(0,01)	0,14
Opleiding moeder - materiële hulpbronnen (Ga_{43})	0,03	(0,01)	0,09
Aantal siblings - materiële hulpbronnen (Ga_{44})	–0,02	(0,01)	–0,07
Beroep vader - culturele hulpbronnen (Ga_{51})	0,01	(0,00)	0,14
Opleiding vader - culturele hulpbronnen (Ga_{52})	0,06	(0,01)	0,21
Opleiding moeder - culturele hulpbronnen (Ga_{53})	0,12	(0,02)	0,28
Aantal siblings - culturele hulpbronnen (Ga_{54})	–0,01*	(0,01)	–0,04
Materiële hulpbronnen - familifactor (Be_{14})	0,46	(0,14)	0,18
Culturele hulpbronnen - familiefactor (Be_{15})	0,38	(0,12)	0,16
Materiële hulpbronnen - culturele hulpbronnen (Be_{54})	0,23	(0,04)	0,22
Sekse - opleiding (Ga_{27}=Ga_{38})	–0,44	(0,10)	–0,07
Geboortejaar - opleiding (Ga_{25}=Ga_{36})	0,02	(0,01)	0,09
Geboortejaar - materiële hulpbronnen (Ga_{45})	0,03	(0,00)	0,52
Geboortejaar - culturele hulpbronnen (Ga_{55})	–0,01	(0,00)	–0,10

Proporties verklaarde varianties:	percentage
Familiefactor ($1\text{-}Ps_{11}$)	60
Opleiding ($1\text{-}Ps_{22} = 1\text{-}Ps_{33}$)	48
Materiële hulpbronnen ($1\text{-}Ps_{44}$)	51
Culturele hulpbronnen ($1\text{-}Ps_{55}$)	42

* = niet significant bij $\leq 0{,}05$

Bron: Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992/'93.

splitsen op dezelfde manier als we dat ook in panel C van tabel 1 hebben gedaan.

Het sekse-effect verschilt uiteraard nog steeds tussen de cohorten (model 2). Een tweede cohortverschil vinden we in modellen 4 en 5. Het is niet toegestaan om de effecten van alle milieu-indicatoren op materiële en culturele hulpbronnen gelijk te stellen. De betreffende parameters laten zien dat het grootste cohortverschil de invloed van de gezinsgrootte op materiële hulpbronnen betreft. Dit effect blijkt groter geworden te zijn; het effect gaat van –0,01 in het oudste cohort naar –0,05 in het jongste.

Het derde en laatste cohortverschil betreft de residuele variantie van de

materiële hulpbronnen (model 6). Die is groter in het oudere cohort dan in het jongere. De verklaarde variantie van de materiële hulpbronnen is 28 procent in het oudere cohort en 43 procent in het jongere. Kennelijk is de relatie tussen opleiding, beroep en inkomen hechter geworden.

De aanwezigheid van culturele hulpbronnen in gezinnen, afgemeten aan cultuurparticipatie en leesgedrag, is in het jongere cohort even sterk gerelateerd aan de sociaal-economische gezinsachtergrond als in het oudere cohort (model 7). Er is geen sprake van een gelijkere spreiding van cultuurparticipatie en leesgedrag over de verschillende klassen. De invloed van materiële op culturele hulpbronnen is evenmin veranderd (model 8). In model 9 toetsen we of de effecten van de vier gebruikelijke milieu-indicatoren en van de twee indices voor ouderlijke hulpbronnen op de latente gezinsfactor zijn veranderd. Dit blijkt niet het geval te zijn, zodat we ook hier geen aanwijzing vinden voor historische veranderingen in de mate waarin en de wijze waarop gezinnen de onderwijskansen van hun kinderen bepalen. Op dit punt is de conclusie dezelfde als die uit panel C van tabel 1; er zijn geen veranderingen te constateren in de effecten van sociale herkomst. Het is daarom niet verwonderlijk dat ook de residuele variantie van de gezinsfactor invariant is over de cohorten (model 10).

7. Discussie

Het grote voordeel van sibling-analyse boven de gebruikelijke methoden om de invloed van ouders en gezin op levenskansen in kaart te brengen, is dat een duidelijk onderscheid kan worden gemaakt tussen de betekenis van gemeten en ongemeten kenmerken van het ouderlijk gezin. Sibling-modellen laten het toe de gezamenlijke invloed van beide typen gezinskenmerken te schatten en het aandeel van de gemeten kenmerken vast te stellen. De hier gepresenteerde analyses, op basis van het voor Nederland representatieve databestand 'Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992/'93', zijn goeddeels in overeenstemming met wat eerder in binnen- en buitenland op dit terrein is gevonden. De totale gezinsinvloed op onderwijssucces wordt voor ongeveer de helft in kaart gebracht door de in het stratificatieonderzoek gebruikelijke achtergrondkenmerken. Het individuele opleidingsniveau wordt op zijn beurt weer voor ongeveer de helft verklaard door de gezinsachtergrond. We vinden verder dat de invloed van het gezin van herkomst niet verschilt voor zonen en dochters en ook niet voor oudere en jongere siblings binnen een gezin.

Toevoeging van indicatoren voor ouderlijke materiële en culturele hulpbronnen verhoogt de verklaarde variantie van de gezinsfactor met ongeveer

vijf procent, tot zestig procent. We vermoeden dat het weinig zin heeft om te zoeken naar nog meer indicatoren voor de hulpbronnen die ouders tot hun beschikking hebben indien men ernaar streeft om de proportie verklaarde variantie van de gezinsachtergrond nog verder te verhogen. De nieuwe indicatoren zullen samenhangen met de oude en dus weinig extra verklaringskracht bieden. Wèl kunnen zulke nieuw te vinden indicatoren een beter inzicht geven in de mechanismen waarlangs ouders het onderwijssucces van hun kinderen bevorderen. Met de hier gebruikte verklaringswijze, de werking van culturele en financiële hulpbronnen, hebben we ook in die zin weinig succes bereikt. De effecten van het ouderlijk beroeps- en onderwijsniveau worden slechts voor 20 à 25 procent geïnterpreteerd.

Onze analyses laten in het geheel geen trends in de milieu-effecten zien, waardoor zowel de moderniseringstheorie als de conflicttheorie een slecht figuur slaan. Hoewel het met behulp van sibling-onderzoek mogelijk is statistisch krachtigere analyses uit te voeren dan wanneer men slechts beschikking heeft over één persoon per gezin, moeten we hier echter rekening houden met de relatief beperkte omvang van onze steekproef. Verschillen in effecten tussen cohorten zijn slechts in kaart te brengen met grote steekproeven (vgl. De Graaf & Ganzeboom, 1993, die op basis van grootschaliger onderzoek wèl significante trends naar meer openheid vonden).

Ten slotte willen we benadrukken dat ook voor het jongste cohort de gezinsinvloed sterk bepaald wordt door de gangbare indicatoren voor sociaal-economische status, zoals die in het klassieke statusverwervingsmodel zijn ontwikkeld. We vinden geen enkele steun voor de veronderstelling dat de rol van het gezin steeds minder is gaan afhangen van het ouderlijk onderwijs- of beroepsniveau. Deze stratificatiekenmerken zijn voor jongere geboortecohorten net zo belangrijk als voor oudere.

Noten

1. De partners van de respondenten hebben goeddeels dezelfde vragenlijst beantwoord, maar van hen zijn geen sibling-gegevens bekend. Tevens is van elke respondent één willekeurige sibling benaderd; deze gegevens komen medio 1994 beschikbaar.
2. Dat heeft tot gevolg dat de geanalyseerde aantallen sibling-paren er voor de specifieke seksecombinaties als volgt uitzien:

oudere broer/jongere broer	N=427
oudere broer/jongere zus	N=447
oudere zus/jongere broer	N=444
oudere zus/ jongere zus	N=461

Deze getallen houden in dat we voor 427 gezinnen informatie hebben over minstens één paar van broers (let wel dat de primaire respondent daarvoor zelf geen man hoeft te zijn). Voor 447 gezinnen hebben we te maken met een broer die een jongere zus heeft, enzovoort.

3. In model 1, het basismodel, hebben we $Bèta_{21}$ gelijk gesteld aan 1. Deze restrictie is nodig om de latente gezinsfactor Eta_1 te schalen en heeft geen inhoudelijke consequenties. Bovendien levert deze restrictie het voordeel op dat $Bèta_{31}$ direct kan worden geïnterpreteerd als proportie van $Beta_{21}$, en we dus kunnen zien in hoeverre de jongere sibling in sterkere of minder sterke mate wordt beïnvloed door Eta_1.
4. Benin en Johnson (1984) en Hauser en Wong (1989) gebruikten het onderscheid in vier groepen om hypothesen te toetsen over wederzijdse beïnvloeding van siblings. Zij vonden bijvoorbeeld dat jongere broers veel minder op hun oudere zussen lijken dan op hun oudere broers, op basis waarvan ze conclusies trokken over de mate waarin broers en zussen elkaar ondersteunen en over de mate waarin ze optreden als rolmodel. De hier gepresenteerde analyses laten wat dit betreft geen enkel verschil zien.
5. We nemen bij de cohortanalyses de effecten van het geboortejaar wel mee in de analyse, maar interpreteren deze niet, omdat het geboortejaar het selectiecriterium is op basis waarvan de cohorten zijn samengesteld.
6. We presenteren in dit artikel niet de uitsplitsing naar sekse voor het uitgebreide model. Ook wanneer we materiële en culturele hulpbronnen expliciet meten, vinden we geen verschillen in de effecten van sociale herkomst op de onderwijskansen van zonen en dochters. De enige verschillen tussen mannen en vrouwen vinden we opnieuw in het leeftijdseffect, dat groter is voor vrouwen, en in de proportie verklaarde variantie van het opleidingsniveau, dat ook groter is voor vrouwen.

Literatuur

Anastasi, A. (1956). Intelligence and family size. *Psychological Bulletin, 53*, 187-209.

Benin, M.H. & Johnson, D.R. (1984). Sibling similarities in educational attainment: A comparison of like-sex and cross-sex sibling pairs. *Sociology of Education, 57*, 11-21.

Bijnen, E.J. (1990). Steekproeven. In: J.H.G. Segers & J.A.P. Hagenaars (red.), Methoden voor de sociale wetenschappen. Assen: Van Gorcum.

Blake, J. (1981). Family size and the quality of children. *Demography, 18*, 421-442.

Blake, J. (1989). *Family size and achievement*. Los Angeles: University of California Press.

Blau, P.M. & Duncan, O.D. (1967). *The American occupational structure*. New York: John Wiley & Sons.

Bourdieu, P. (1977). Cultural reproduction and social reproduction. In: J. Karabel & A.H. Halsey (red.), *Power and ideology in education*. New York: Oxford University Press.

Bourdieu, P. (1984/1979). *Distinction: A social critique of the judgment of taste*. Londen: Routledge & Kegan Paul.

Collins, R. (1971). Functional and conflict theories of educational stratification. *American Sociological Review, 36*, 1002-1019.

Collins, R. (1979). *The credential society*. Orlando: Academic Press.

DiMaggio, P. (1982). Cultural capital and school success: The impact of status culture participation on the grades of US high school students. *American Sociological Review, 47*, 189-201.

Dronkers, J. (1989). The power of the family: Similarities and dissimilarities in educational attainment within and between families. In: Jansen, Dronkers & Verrips (red.), *Similar or different?* Amsterdam: SISWO.

Dronkers, J. (1992). Is the importance of family decreasing? Evidence regarding dutch sibling data on

educational attainment. In: W. Meeus, M. de Goede, W. Kox & K. Hurrelmann (red.), *Adolescence, careers, and cultures*. Berlijn: Walter de Gruyter.

Dronkers, J. & Jong, U. de (1982). Jencks en Fägerlind op zijn Hollands. *Sociologische Gids, 15*, 4-30.

Eijck, K. van & Graaf, P. de (1993). *The effects of family structure on the educational attainment of siblings in Hungary*. (Ongepubliceerd artikel.)

Erikson, R. & Goldthorpe, J.H. (1993). *The constant flux: A study of class mobility in industrial societies*. Oxford: Clarendon Press.

Ganzeboom, H.B.G. (1984). *Cultuur en informatieverwerking* (dissertatie). Utrecht: Rijksuniversiteit Utrecht.

Ganzeboom, H., Luijkx, R., Dessens, J., Graaf, P. de, Graaf, N.D. de, Jansen, W. & Ultee, W. (1987). Intergenerationele klassenmobiliteit in Nederland tussen 1970 en 1985. *Mens en Maatschappij, 62*, 1, 17-43.

Ganzeboom, H.B.G., Graaf, P.M. de & Treiman, D.J. (1992). A standard internation socio-economic index of occupational status. *Social Science Research, 21*, 1-56.

Goldberger, A.S. (1977). Twin methods: A skeptical view. In: P. Taubman (red.), *Kinometrics: Determinants of socioeconomic success within and between families*. Amsterdam: North-Holland.

Graaf, P.M. de (1986). The impact of financial and cultural resources on educational attainment in the Netherlands. *Sociology of Education, 59*, 237-246.

Graaf, P.M. de (1987). *De invloed van financiële en culturele hulpbronnen in onderwijsloopbanen*. Nijmegen: ITS.

Graaf, P.M. de & Huinink, J.J. (1992). Trends in measured and unmeasured effects of family background on educational attainment and occupational status in the Federal Republic of Germany. *Social Science Research, 21*, 84-112.

Graaf, P.M. de & Luijkx, R. (1992). Van 'ascription' naar 'achievement'? Trends is statusverwerving in Nederland tussen 1930 en 1980. *Mens en Maatschappij, 67*, 4, 412-433.

Graaf, P.M. de & Ganzeboom, H.B.G. (1993). Family background and educational attainment in the Netherlands of birth cohorts 1891-1960. In: Y. Shavit & H.P. Blossfeld (red.), *Persisting inequality; Changing educational attainment in thirteen coutries*. Boulder: Westview Press.

Grusky, D.B. & Hauser, R.M. (1984). Comparative social mobility revisited: Models of convergence and divergence in 16 countries. *American Sociological Review, 49*, 19-38.

Hauser, R.M. & Mossel, P.A. (1985). Fraternal resemblance in educational attainment and occupational status. *American Journal of Sociology, 91*, 3, 650-673

Hauser, R.M. & Sewell, W.H. (1986). Family effects in simple models of education, occupational status, and earnings: Findings from the Wisconsin and Kalamazoo Studies. *Journal of Labor Economics, 4*, 3, S83-S120.

Hauser, R.M. & Wong, R. Sin-Kwok (1989). Sibling resemblance and intersibling effects in educational attainment. *Sociology of Education, 62*, 149-171.

Heer, D.M. (1985). Effects of sibling number on child outcome. *Annual Review of Sociology, 11*, 27-47.

Jencks, C. & Brown, M. (1977). Genes and social stratification: A methodological exploration with illustrative data. In: P. Taubman (red.), *Kinometrics: Determinants of socioeconomic success within and between families*. Amsterdam: North-Holland.

Jøreskog, K. & Sørbom, D. (1989). *Lisrel 7: A guide to the program and applications*. Mooresville, IN: Scientific Software.

Knulst, W. & Kalmijn, M. (1988). *Van woord naar beeld? Onderzoek naar de verschuivingen in de tijdsbesteding aan de media in de periode 1975-9185* (SCP cahier 66). Rijswijk: Sociaal en Cultureel Planbureau.

Kraaykamp, G. & Knulst, W. (1992). Stijgend scholingsniveau, afnemende belezenheid: verschuivingen in het gebruik van media tussen 1955 en 1990. *Massacommunicatie, 20*, 1, 22-37.

Lenski, G. (1966). *Power and privilege*. New York: McGraw-Hill.

Lichtenstein, P., Pedersen, N.L. & McClearn, G.E. (1992). The origins of individual differences in occupational status and educational level; a study of twins reared apart and together. *Acta Sociologica, 35*, 13-31.

Lipset, S.M. & Bendix, R. (1959). *Social mobility in industrial society*. Berkely: University of California Press.

Maas, I. (1990). *Deelname aan podiumkunsten via de podia, de media en actieve beoefening*. Groningen: ICS.

Meynen, W. (1982). *Schoolloopbanen in het lager onderwijs*. Groningen: Sociologisch Instituut.

Niehof, T.J. & Ganzeboom, H.B.G. (1994). *De invloed van materiële en culturele hulpbronnen op het bereikte onderwijsniveau: een replicatie en uitbreiding*. Ongepubliceerd artikel.

Powell, B. & Steelman, L.C. (1990). Beyond sibship size: Sibling density, sex composition, and educational outcomes. *Social Forces, 69*, 181-206.

Shavit, Y. & Blossfeld, H.-P. (1993). *Persistent inequality; Changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder: Westview Press.

Teasdale, T.W. & Sørensen, T.I.A. (1983). Educational attainment and social class in adoptees: Genetic and environmental contributions. *Journal of Biosocial Science, 15*, 509-518.

Ultee, W.C. & Ganzeboom, H.B.G. (1993). *Familie-enquête Nederlandse Bevolking 1992/'93* (databestand). Nijmegen: Vakgroep Sociologie Katholieke Universiteit.

Westergaard, J. & Resler, H. (1975). Class in a capitalist society: A study of contemporary Britain. Londen: Heineman.