

# Scholing of sociale herkomst?

De invloed van opleidingsniveau op religieuze, politieke en sociale oriëntaties na controle voor gezinsachtergrond

Inge Sieben<sup>1</sup>

## Summary

### *Schooling or social origin?*

*The impact of educational attainment on religious, political, and social orientations after controlling for family background*

*The impact of educational attainment on religious, political, and social orientations is often explained as an effect of schooling. However, educational attainment also represents social origin. In order to obtain the real effect of schooling on attitudes and behaviour, one needs to control for family background as completely as possible. Sibling-models are particularly appropriate for this purpose, because they control for the total impact of family background. In this study, I employ data on respondents and one of their siblings from the Netherlands Family Survey 1992-93 and the Family Survey Dutch Population 1998. The results show that the influence of education on orthodox religious belief, church attendance, political party preference, left-right placement, conventional and unconventional political participation, postmaterialism, economic and cultural conservatism, and traditional male-female attitudes is overestimated by a factor of 1.95 on average when not controlling for the total family impact.*

## 1. Inleiding

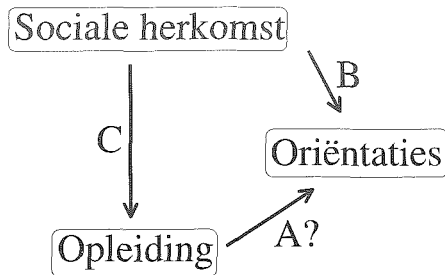
Onderzoek heeft aangetoond dat er een hecht verband bestaat tussen iemands opleidingsniveau en zijn of haar religieuze, politieke en sociale houdingen en gedragingen (Hyman & Wright, 1979). Zo blijken hoger opgeleiden minder vaak naar de kerk te gaan en minder religieus te zijn (Beit-Hallahmi & Argyle, 1997), een linkse politieke oriëntatie te hebben (Lipset, 1981), meer aan conventionele en onconventionele politieke activiteiten deel te nemen (Barnes & Kaase, 1979), in sterkere mate postmaterialistische waarden aan te hangen (Inglehart, 1977), meer economisch conservatief maar minder cultureel conservatief te zijn (Felling & Peters, 1986) en minder traditionele man-vrouw-rolopvattingen te hebben (Wilcox, 1991). De verschillen tussen hoger en lager opgeleiden zijn behoorlijk groot. Twee voorbeelden: van de Nederlanders die alleen de lagere school hebben afgemaakt heeft 26 procent minstens één keer in de afgelopen vijf jaar deelgenomen aan een petitie, boycot, demon-

stratie, staking of bezetting; voor Nederlanders met een universitaire opleiding is dit maar liefst 45 procent. Ook postmaterialisme wordt sterk beïnvloed door opleiding. Drukken we postmaterialistische waarden uit in een schaal van 1 tot en met 6, dan blijken Nederlanders met alleen lagere school een gemiddelde score van 2,96 te hebben tegen een gemiddelde score van 4,88 voor universitair geschoolden.<sup>2</sup>

Opleiding lijkt dus voor liberalere en tolerantere oriëntaties te zorgen. Dit kan in de eerste plaats verklaard worden door het feit dat scholen selecteren op talent. Het onderwijsstelsel zit zo in elkaar dat leerlingen met meer cognitieve vaardigheden hogere opleidingsniveaus halen. Cognitieve vaardigheden zorgen voor een groter vermogen om abstract en rationeel te denken. Het is aannemelijk dat mensen met meer cognitieve vaardigheden zich er eerder van bewust zijn dat er in de samenleving een grote verscheidenheid aan houdingen en opvattingen bestaat, en daarom beter in staat zijn om dingen in hun perspectief te plaatsen. Dat zou met zich mee kunnen brengen dat ze minder traditioneel denken en toleranter zijn. Naast deze selecterende functie hebben scholen ook een socialiserende of integrerende functie (Peschar & Wesselingh, 1995). Op scholen worden houdingen en gedragingen op verschillende manieren overgedragen (Phelan, Link, Stueve & Moore, 1995; Vogt, 1997). Door scholing kunnen leerlingen zich persoonlijk en cognitief ontwikkelen. Scholing vergroot de kennis van de samenleving en stimuleert tot kritisch nadenken. Daarnaast komen op school mensen uit allerlei sociale groepen met elkaar in aanraking. Leerlingen moeten op veel gebieden samenwerken en dus in staat zijn om relaties binnen en tussen groepen te onderhouden. Ten slotte vindt de overdracht van houdingen en gedragingen op een directe wijze plaats. Door didactische en sociale leerprocessen leren leerlingen liberale en tolerante oriëntaties aan, zodat ze als goede burgers een plaats in de samenleving kunnen innemen. Hierbij worden oriëntaties op dezelfde wijze onderwezen als vakken als biologie en geschiedenis.

Deze redenering verdient echter wel enige nuancering. De oriëntaties die op scholen onderwezen worden, zijn overwegend die van de dominante (hogere) statusgroepen in de samenleving (Collins, 1971). Hoger opgeleiden zullen zich met houdingen en gedragingen van de hogere-statusgroepen identificeren (Hall & Rodeghier, 1994) en het is lang niet vanzelfsprekend dat deze oriëntaties tolerant of progressief zijn. Om deze schijnbare tegenstelling te verklaren introduceerden Jackman en Muha (1984) het begrip *ideological refinement*. Volgens hen zorgt scholing voor een individualistische ideologie waardoor hoger opgeleiden beter zijn uitgerust om hun belangen te verdedigen. Daarom zullen hoger opgeleiden, wanneer het in hun eigenbelang is, inderdaad tolerant en progressief zijn. Maar wanneer de status-quo dreigt te worden aangetast, nemen ze meer conservatievere oriëntaties aan. Dit houdt in dat hoger opgeleiden op cultureel gebied progressieve houdingen en gedragingen hebben, maar dat zij conservatief zijn wanneer het om economische zaken gaat.

In de onderwijssociologie is goed gedocumenteerd dat scholen niet alleen op talent selecteren, maar ook op sociale herkomst (Collins, 1971). Kinderen uit de hogere-statusgroepen bereiken in alle landen hogere opleidingsniveaus dan kinderen uit de lagere-statusgroepen (Shavit & Blossfeld, 1993). Hoe hoger de ouders zijn opgeleid, hoe hoger hun inkomen en beroepsstatus is, des te verder komen kinderen op school. Sociale herkomst bestaat echter uit



Figuur 1: Relaties tussen sociale herkomst, opleidingen en oriëntaties.

meer dan alleen deze eenvoudig meetbare indicatoren van sociaal-economische status. In het onderwijs wordt ook op andere, moeilijker meetbare gezinsfactoren geselecteerd, zoals het culturele thuisclimaat en de motivaties en aspiraties van de ouders. Wanneer deze meer en minder makkelijk meetbare aspecten van sociale herkomst ook een invloed uitoefenen op religieuze, politieke en sociale oriëntaties, zal in empirisch onderzoek het verband tussen iemands opleidingsniveau en deze oriëntaties worden overschat. Het gezin heeft immers ook een socialiserende werking op houdingen en gedragingen. Onderzoek heeft laten zien dat tal van oriëntaties bewust of onbewust worden overgedragen van de ene generatie op de andere (Acock & Bengtson, 1978; voor Nederland: Nieuwbeerta & Wittebrood, 1994; Van der Slik & Scheepers, 1997). Figuur 1 maakt deze gedachtegang duidelijk. De samenhang tussen iemands opleidingsniveau en zijn of haar houdingen en gedragingen kan een schijnverband zijn dat voortkomt uit de invloed van sociale herkomst op zowel opleiding als oriëntaties. Het is aannemelijk dat er in ieder geval gedeeltelijk sprake zal zijn van zo'n schijnverband. Het is de taak van empirisch onderzoek om de precieze omvang van de overschatting van de invloed van opleiding vast te stellen. Om het *juiste* effect van scholing (relatie A in figuur 1) te kunnen schatten, moet er gecontroleerd worden voor deze gezinssocialisatie (relaties B en C), en wel zo goed mogelijk.<sup>3</sup>

In veel onderzoek naar religieuze, politieke en sociale oriëntaties probeert men ook wel te controleren voor gezinsachtergrond. Er worden dan sociaal-economische gezinskenmerken, zoals het opleidingsniveau en de beroepsstatus van de ouders, in het model opgenomen. Soms worden daar nog andere kenmerken aan toegevoegd, zoals de religieuze oriëntatie en de politieke partijvoorkeur van de ouders zelf. Het is echter de vraag in hoeverre deze indicatoren de gezinssocialisatie goed oppikken. Ouderlijke hulpbronnen, genetische overerving, wederzijdse invloeden van broers en zussen en vele andere gezinsfactoren spelen immers eveneens een rol. In het gangbare onderzoek is de controle voor gezinsachtergrond verre van volledig, en wanneer de ongemeten aspecten van het gezin zowel iemands opleidingsniveau als diens houdingen en gedragingen voorspellen, dan leidt dit tot een overschatting van het opleidingseffect op religieuze, politieke en sociale oriëntaties. Dit probleem kan niet worden opgelost door additionele variabelen in het model op te nemen, want het is eenvoudigweg niet moge-

lijk om alle relevante aspecten van het gezin te benoemen en vervolgens ook nog te meten.

*Sibling-modellen* (zie o.a. Hauser & Mossel, 1985; Hauser & Sewell, 1986) kunnen wel de totale invloed van het gezin schatten. De sleutel van deze sibling-modellen ligt in het gebruiken van informatie over meer dan één broer of zus (in het Engels: *sibling*) uit een gezin. Immers, wanneer de invloed van het gezin groot is, dan zullen broers en zussen die in dat gezin opgroeien veel op elkaar lijken. Dit betekent dat de overeenkomst tussen broers en zussen kan worden gebruikt om de totale gezinsinvloed te schatten. Het belang van sibling-analyse werd het eerst onderkend door economen die wilden weten hoe groot de 'pure' economische opbrengsten van opleiding waren. Zij gebruikten gegevens van broers om te controleren voor allerlei ongemeten factoren – en met name sociale herkomst – die de relatie tussen opleidingsniveau en inkomen vertroebelen (voor een overzicht van deze studies zie Griliches, 1979). Later werd dit principe toegepast in sociologisch mobiliteitsonderzoek om het effect zonder 'omitted variable bias' van scholing op beroepsstatus te weten te komen (Hauser & Mossel, 1985).

Hier pas ik dezelfde werkwijze toe om het juiste effect van scholing op religieuze, politieke en sociale oriëntaties te schatten. Een sibling-analyse stelt me bovendien in staat om na te gaan in hoeverre het gangbare onderzoek naar houdingen en gedragingen het scholingseffect overschat door alleen voor gemeten gezinskenmerken, en niet voor de totale invloed van het gezin, te controleren. Eerder sibling-onderzoek in Nederland hield zich vooral bezig met de invloed van het gezin op sociale ongelijkheid (Dronkers, 1991; Van Eijck & De Graaf, 1994) en leefstijlen (Van Eijck, 1996). De weinige sibling-studies die er naar oriëntaties gedaan zijn, richtten zich op christelijk geloof en kerkgang (Van der Slik & Scheepers, 1997) en politieke-partijvoorkeur (Need, 1995). Deze studies beperkten zich tot de invloed van het gezin; de rol die opleiding bij houdingen en gedragingen speelt kwam niet aan bod. Ik zal hier het juiste effect van scholing onderzoeken voor tien religieuze, politieke en sociale oriëntaties, namelijk orthodoxe religieuze overtuigingen, kerkbezoek, politieke-partijvoorkeur, links-rechts zelfplaatsing, conventionele en onconventionele politieke participatie, postmaterialisme, economisch en cultureel conservatisme en traditionele man-vrouw-rolopvattingen.

## 2. Gegevens

Ik gebruik gegevens van twee Nederlandse surveys. De *Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1992-93* (Fnb9293: Ultee & Ganzeboom, 1993) bevat informatie over houdingen en gedragingen van 1000 primaire respondenten. Iedere respondent is bovendien gevraagd een sibling-rooster in te vullen met informatie over al zijn of haar broers en zussen. Vervolgens is hieruit willekeurig één broer of zus gekozen en benaderd om een schriftelijke vragenlijst met dezelfde vragen in te vullen. Het belang om aan deze schriftelijke vragenlijst mee te werken werd benadrukt door op de deelname van de primaire respondent te wijzen. Uiteindelijk zijn er gegevens over 535 paren van broers en zussen beschikbaar. In de *Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1998* (Fnb98: De Graaf, De Graaf, Kraaykamp & Ultee, 1999) zijn

Tabel 1: Beschrijving<sup>a</sup> van de gebruikte variabelen

	Survey jaar	Primaire respondent			Broer of zus		
		gem.	s.d.	n	gem.	s.d.	n
<i>Individuele kenmerken</i>							
Geslacht	'92 + '98	0,48		1198	0,56		1198
Leeftijd	'92 + '98	42,61	10,92	1198	42,68	11,82	1198
Eerstgeborene	'92 + '98	0,27		1198	0,27		1198
Opleidingsniveau	'92 + '98	4,82	2,28	1196	4,56	2,28	1180
<i>Gezinskenmerken</i>							
Opleidingsniveau ouders	'92 + '98	3,19	2,31	1191			
Beroepsstatus ouders	'92 + '98	46,22	16,56	1193			
Aantal broers en zussen	'92 + '98	4,63	2,59	1198			
Kerklidmaatschap ouders	'92 + '98	0,86		1169			
Politieke-partijvoorkeur ouders	'92 + '98	2,81	0,79	1078			
<i>Afhankelijke variabelen</i>							
Orthodoxe religieuze overtuigingen	'92	2,76	0,99	456	2,84	1,06	453
Kerkbezoek	'92 + '98	1,92	1,09	1191	2,02	1,09	1063
Politieke-partijvoorkeur	'92 + '98	2,81	1,01	1049	2,85	1,05	993
Links-rechts zelfplaatsing	'92	5,40	1,88	454	5,44	1,79	441
Conventionele politieke participatie	'92	2,42	1,27	478	2,32	1,26	480
Onconventionele politieke participatie	'92	0,52	1,03	474	0,50	0,95	476
Postmaterialisme	'92 + '98	3,46	1,71	1142	3,38	1,69	1129
Economisch conservatisme	'92	2,77	0,65	477	2,75	0,65	467
Cultureel conservatisme	'92	2,56	0,87	479	2,66	0,93	468
Traditionele man-vrouw-rolopvattingen	'98	2,23	0,81	694	2,31	0,81	697

<sup>a</sup> De volgende beschrijvingen zijn vermeld: het surveyjaar waarin de variabelen voorkomen ('92 = *Fnb9293*; '98 = *Fnb98*) en het gemiddelde (gem.), de standaardafwijking (s.d.) en het aantal cases (n) per variabele.

Bron: Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1992-93 en 1998.

1142 respondenten en – indien aanwezig – hun partners geïnterviewd. Op dezelfde wijze als bij de *Fnb9293* werd één willekeurig gekozen broer of zus benaderd voor een schriftelijke enquête, hetgeen gegevens over 788 paren van broers en zussen opleverde. Ik heb de gegevens uit de twee enquêtes gecombineerd<sup>4</sup> en alle primaire respondenten met een broer of zus geselecteerd. Dit betekent dat alle mensen die als enig kind zijn opgegroeid (4,5 procent van de respondenten) niet in de analyses worden meegenomen. Er bestaan echter geen aanwijzingen om aan te nemen dat de effecten van gezinsachtergrond op religieuze, politieke en sociale oriëntaties voor hen anders zijn.<sup>5</sup> Door alleen respondenten en siblings van 25 jaar of ouder in de analyses mee te nemen, worden vertekeningen door nog niet voltooide onderwijsloopbanen voorkomen. Na deze selecties zijn er 1198 paren van een primaire respondent en een broer of zus over: 487 paren uit de *Fnb9293* en 711 paren uit de *Fnb98*. Deze sibling-paren vormen de analyse-eenheden.

Tabel 1 geeft een overzicht van alle variabelen die in deze studie worden gebruikt. Een volledige operationalisatie van de variabelen is te vinden in de bijlage. Geslacht, leeftijd, het al dan niet als eerste in een gezin geboren zijn, en bereikt opleidingsniveau (gemeten van 1 'lagere school' tot en met 9 'postacademisch onderwijs') vormen de individuele predictoren. Verder neem ik zo veel mogelijk gemeten aspecten van het ouderlijk gezin mee. Informatie hierover is in beide enquêtes door de primaire respondenten verstrekt, en heeft betrekking op de periode dat zij 15 jaar oud waren. Het opleidingsniveau van de ouders is geconstrueerd door van het bereikte opleidingsniveau van de moeder en de vader het hoogste te nemen. Hetzelfde geldt voor de meting van beroepsstatus van de ouders. De variabele kerklidmaatschap van de ouders neemt de waarde 1 aan, wanneer tenminste één van de ouders lid was van een kerkgenootschap. Wanneer beide ouders geen kerklid waren toen de respondent 15 jaar oud was, dan heeft deze variabele de waarde 0. De politieke-partijvoorkeur van de ouders is bepaald door de gemiddelde partijvoorkeur van de vader en de moeder te nemen. Hiertoe zijn de door hen geprefereerde politieke partijen op een vijf-punts links-rechtsschaal geplaatst (vergelijk Gijsberts, 1999). Ik combineer de informatie van de vader en de moeder omdat kenmerken van de vader en de moeder sterk met elkaar samenhangen (dit varieert van  $r=0,44$  voor beroepsstatus tot en met  $r=0,89$  voor politieke-partijvoorkeur), hetgeen multicollineariteitsproblemen zou kunnen opleveren.

In tegenstelling tot de individuele en gezinspredictoren komen de afhankelijke variabelen niet allemaal in beide surveys voor. Informatie over orthodoxe religieuze overtuigingen, links-rechts zelfplaatsing, conventionele en onconventionele politieke participatie, economisch en cultureel conservatisme komt uitsluitend in de *Fnb9293* voor, terwijl vragen over traditionele man-vrouw-rolopvattingen alleen in de *Fnb98* gevonden kunnen worden. Kerkbezoek, politieke-partijvoorkeur en postmaterialisme zijn wel in beide surveys bekend. Gemiddeld genomen verschillen primaire respondenten en siblings niet van elkaar in religieuze, politieke en sociale houdingen en gedragingen. Broers en zussen blijken wel in iets sterkere mate cultureel conservatief te zijn dan de primaire respondenten.

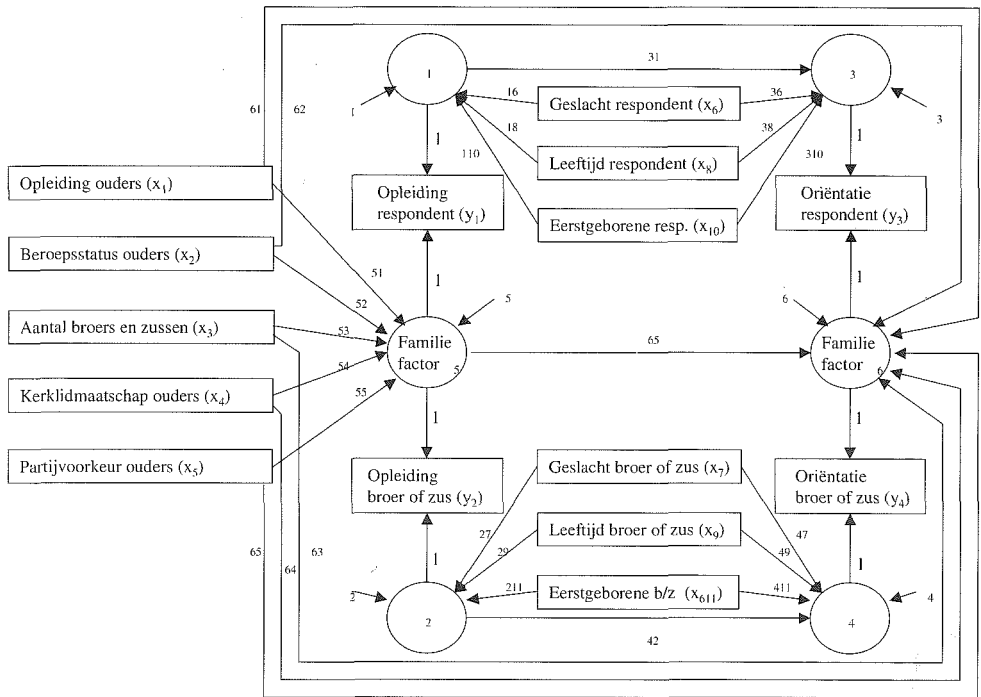
Uit de zojuist gegeven beschrijving van de twee databestanden bleek al dat niet van alle primaire respondenten gegevens over een broer of zus bekend zijn. Dit heeft verschillende

redenen. In de eerste plaats hebben 307 van de 3027 respondenten uit de *Fnb9293* en *Fnb98* geen nog in leven zijnde broer of zus. Daarnaast weigerden 729 respondenten het adres van de willekeurig gekozen broer of zus te geven. Ten slotte hebben 668 van de aangeschreven broers en zussen de vragenlijst niet teruggestuurd. Het gevaar bestaat dat vooral broers en zussen die dicht bij de respondent staan en goed met deze kunnen opschieten aan de surveys hebben meegewerkt. Dit zou vertekeningen kunnen opleveren aangezien het aannemelijk is dat broers en zussen die een goede familieband hebben, meer op elkaar lijken. Wanneer dit het geval is, dan worden hier de overeenkomsten tussen broers en zussen, en daarmee de totale gezinsinvloed, overschat.

Om dit na te gaan gebruik ik gegevens uit de *Fnb98*, en wel op twee manieren. De primaire respondent heeft in het sibling-rooster het hoogst voltooide opleidingsniveau van alle broers en zussen genoemd, dus ook van de gekozen broer of zus die al dan niet heeft meegewerkt. Door de correlatie uit te rekenen tussen de opleiding van de respondent en de opleiding van de uitgekozen broer of zus, zoals genoemd door de respondent, wordt een maat voor de overeenkomst tussen broers en zussen verkregen. Het blijkt dat broers en zussen die wel hebben meegewerkt, juist minder op de primaire respondent lijken ( $r=0,41$ ) dan broers en zussen, die niet hebben meegewerkt ( $r=0,48$ ). De totale gezinsinvloed wordt hier dus niet overschat, maar eerder onderschat. Een tweede manier om na te gaan of er sprake is van een overschatting van de overeenkomsten tussen broers en zussen is door te kijken naar het tijdstip waarop zij de schriftelijke vragenlijsten van de *Fnb98* hebben teruggestuurd. Men zou kunnen redeneren dat broers en zussen die het goed met elkaar kunnen vinden en die veel op elkaar lijken, gemotiveerd zijn om de vragenlijst snel in te sturen. Dit in tegenstelling tot broers en zussen die niet goed met elkaar overweg kunnen, en die de vragenlijst veel later of misschien wel helemaal niet terugsturen. Immers, bij de introductie van de vragenlijst is er verwezen naar de deelname van de primaire respondent. Voor de variabelen opleiding, kerkbezoek, politieke-partijvoorkeur, postmaterialisme en traditionele man-vrouw-rolopvattingen kan dit uitgezocht worden. Er blijkt geen samenhang te bestaan tussen het tijdstip van terugsturen en de mate van overeenkomst tussen broers en zussen in deze variabelen. Ik concludeer daarom dat de (zelf)selectie van broers en zussen geen grote vertekeningen oplevert.

### 3. Het sibling-model

Door gegevens te gebruiken van meer dan één kind in een gezin kan het juiste effect van scholing op oriëntaties geschat worden. Hier zit het volgende idee achter: iemands opleidingsniveau beïnvloedt diens religieuze, politieke en sociale oriëntaties. Wanneer broers en zussen met verschillende opleidingsniveaus toch veel op elkaar lijken wat hun houdingen en gedragingen betreft, dan komt dit omdat ze in hetzelfde gezin zijn opgegroeid. Het onderscheid tussen opleiding als scholingseffect en opleiding als effect van sociale herkomst komt dus het duidelijkst naar voren in gezinnen met verschillend opgeleide kinderen. Van de 1198 gezinnen die ik hier analyseer bestaat 20 procent uit een respondent en een broer of zus met



Figuur 2: Het sibling-model

een opleidingsverschil van één niveau (op een schaal van 1 tot en met 9); 22 procent uit een respondent en een broer of zus met een opleidingsverschil van twee niveaus en 31 procent uit een respondent en een broer of zus met een opleidingsverschil van minimaal drie niveaus. In 27 procent van de gezinnen hebben de respondent en de broer en zus hetzelfde opleidingsniveau. Al met al zijn de opleidingsverschillen tussen kinderen uit een gezin niet erg groot, maar de variatie is wel voldoende om de invloed van het bereikte opleidingsniveau op houdingen en gedragingen te kunnen uitsplitsen in een scholingseffect en een effect van sociale herkomst. Deze uitsplitsing is te zien in figuur 2, die het sibling-model weergeeft. De bovenste helft van het model laat de relaties zien tussen de variabelen die met de primaire respondent te maken hebben. Dezelfde relaties zijn terug te vinden in de onderste helft van het model, ditmaal voor de broer of zus van de respondent.

De belangrijkste componenten van het sibling-model zijn de twee latente familiefactoren. De eerste latente familiefactor ( $\eta_5$ ) bestaat uit de overeenkomst in het bereikte opleidingsniveau tussen de primaire respondent en de broer of zus (respectievelijk  $\eta_1$  en  $\eta_2$ ). De tweede familiefactor ( $\eta_6$ ) geeft de overeenkomst in oriëntaties aan tussen de primaire respondent ( $\eta_3$ ) en de broer of zus ( $\eta_4$ ). De totale gezinsinvloed op opleidingsniveau en op oriëntaties wordt bepaald door deze twee latente familiefactoren, die verklaard kunnen worden met gemeten en ongemeten aspecten van het gezin. Ik neem hier vijf indicatoren voor gezinsachtergrond op:



het opleidingsniveau van de ouders ( $x_1$ ), de beroepsstatus van de ouders ( $x_2$ ), het aantal broers en zussen in een gezin ( $x_3$ ), het kerklidmaatschap van de ouders ( $x_4$ ) en de politieke-partijvoorkeur van de ouders ( $x_5$ ). De invloed van deze gemeten gezinskenmerken op opleidingsniveau en op oriëntaties verloopt via de latente familiefactoren; er zijn geen directe effecten op individuele opleidingsniveaus of houdingen en gedragingen. De storingstermen  $\zeta_5$  en  $\zeta_6$  geven de ongemeten delen van de totale gezinsinvloed op opleidingsniveau en op oriëntaties aan.

Merk overigens op dat in het meetmodel alle coëfficiënten op één zijn gesteld. Niet alleen vereenvoudigt dit het model, het betekent ook dat de effecten van gezinsachtergrond hetzelfde zijn voor de primaire respondent en voor de broer of zus. Systematische verschillen tussen respondenten en siblings zijn niet waarschijnlijk, omdat beiden willekeurig uit een gezin gekozen zijn. Om dezelfde reden wordt ook de individuele storingsterm van de opleiding van de respondent ( $\zeta_1$ ) gelijk gesteld aan de individuele storingsterm van de opleiding van de broer of zus ( $\zeta_2$ ). Hetzelfde geldt voor de storingstermen van de religieuze, politieke en sociale oriëntaties van de respondent ( $\zeta_3$ ) en de sibling ( $\zeta_4$ ). Met het programma LISREL 8.30 (Jöreskog & Sörbom, 1993) zijn verschillende modellen getoetst om na te gaan of deze aannames gemaakt mogen worden; dit bleek telkens het geval te zijn.

Zoals gezegd wordt de invloed van het bereikte opleidingsniveau op religieuze, politieke en sociale houdingen en gedragingen uiteengelegd in een effect van scholing en een effect van sociale herkomst. Dit gebeurt door een *regressiecoëfficiënt tussen gezinnen* ( $\beta_{65}$ ), en twee *regressiecoëfficiënten binnen gezinnen* te schatten: één voor de primaire respondent ( $\beta_{31}$ ) en één voor de broer of zus ( $\beta_{42}$ ). De regressiecoëfficiënt tussen gezinnen laat het verband zien tussen de latente gezinsfactoren voor opleiding en oriëntaties, en geeft de mate aan waarin dezelfde (gemeten en ongemeten) gezinskenmerken zowel variatie in opleidingsniveau als variatie in oriëntaties voorspellen. De regressiecoëfficiënten binnen gezinnen zijn de individuele effecten van opleidingsniveau op houdingen en gedragingen, ongeacht de gemeenschappelijke gezinsachtergrond. Dit zijn de schattingen van het juiste effect van scholing waar het mij om te doen is. Interessant wordt het wanneer de regressiecoëfficiënt tussen gezinnen (de gemeenschappelijke gezinsinvloed van opleiding) groter is dan de regressiecoëfficiënten binnen een gezin (de individuele opleidingseffecten). Het betekent dat broers en zussen in oriëntaties veel op elkaar lijken, terwijl ze toch verschillende opleidingsniveaus gevolgd hebben. Het algemene opleidingsklimaat van het gezin waarin deze broers en zussen zijn opgegroeid is dan belangrijker voor de vorming van hun oriëntaties dan de individuele scholing die ze gevolgd hebben. Overigens heb ik in het sibling-model het individuele opleidingseffect van de primaire respondent gelijkgesteld aan dat van de broer of zus ( $\beta_{31} = \beta_{42}$ ). Deze aanname bleek in alle gevallen gerechtvaardigd: de verschillen bleken zoals verwacht statistisch niet significant te zijn.

Ten slotte neem ik de individuele kenmerken geslacht, leeftijd en al dan niet eerstgeborene zijn in het sibling-model op. Ik heb deze drie individuele kenmerken om de volgende redenen in de analyses betrokken. Onderzoek heeft laten zien dat vrouwen er vaak andere religieuze, politieke en sociale oriëntaties op nahouden dan mannen. Zo zijn vrouwen reli-

gieuzer (Beit-Hallahmi & Argyle, 1997), in sterkere mate postmaterialistisch (De Graaf & De Graaf, 1988) en cultureel minder conservatief (Vollebergh, Iedema & Meeus, 1997) dan mannen. Omdat vrouwen over het algemeen een lagere opleiding hebben genoten dan mannen, zou geslacht het geschatte effect van opleiding op houdingen en gedragingen kunnen beïnvloeden. Dezelfde redenering gaat op voor leeftijd. Onderzoekers hebben steeds opnieuw gevonden dat ouderen traditioneler en conservatiever zijn dan jongeren. Ouderen zijn religieuzer (Felling, Peters & Schreuder, 1991), plaatsen zichzelf meer naar rechts op een links-rechtsschaal (Niemöller & Van der Eijck, 1986) en zijn minder postmaterialistisch (Inglehart, 1977) dan jongeren. Omdat ook het opleidingsniveau van ouderen over het algemeen lager is dan dat van jongeren, is het van belang voor leeftijd te controleren. Ten slotte zou het als eerste in een gezin geboren worden de religieuze, politieke en sociale oriëntaties beïnvloeden. Eerstgeborenen zouden meer verantwoordelijkheidsgevoel hebben en daardoor conservatievere houdingen en gedragingen vertonen dan latergeborenen (Sulloway, 1996). Alhoewel er in Nederland geen significante effecten van geboortevolgorde op het bereikte opleidingsniveau gevonden zijn (Van Eijck, 1996), controleer ik hier toch voor deze variabele. De effecten van deze drie individuele kenmerken op opleidingsniveau en op oriëntaties zijn gelijk voor de respondent en de broer of zus (dus voor geslacht:  $\gamma_{16} = \gamma_{27}$  en  $\gamma_{36} = \gamma_{47}$ ; voor leeftijd:  $\gamma_{18} = \gamma_{29}$  en  $\gamma_{38} = \gamma_{49}$ ; voor eerstgeborene  $\gamma_{110} = \gamma_{211}$  en  $\gamma_{310} = \gamma_{411}$ ). Overigens bleek na toetsing van verschillende modellen dat deze aannames inderdaad voor alle houdingen en gedragingen mogen worden gemaakt.<sup>6</sup>

#### 4. Resultaten van de sibling-analyse

Tabel 2 toont de schattingen van het besproken sibling-model voor religieuze, politieke en sociale oriëntaties. Alvorens ik de invloed van opleidingsniveau op deze tien houdingen en gedragingen bespreek, ga ik kort in op de overige effecten die in het model worden geschat. De resultaten voor de individuele kenmerken geslacht, leeftijd en eerstgeborene zijn zoals verwacht. Vrouwen zijn religieuzer dan mannen, prefereren in sterkere mate linkse politieke partijen, participeren minder in conventionele en onconventionele politieke activiteiten, zijn minder economisch conservatief en hebben minder traditionele man-vrouw-rolopvattingen. Ouderen zijn over het algemeen conservatiever dan jongeren. Ze zijn religieuzer, gaan vaker naar de kerk, hebben een voorkeur voor rechtse politieke partijen, participeren meer in conventionele en minder in onconventionele politieke activiteiten, hangen in mindere mate postmaterialistische waarden aan, zijn cultureel conservatiever en hebben traditionelere man-vrouw-rolopvattingen. Het al dan niet als eerste in een gezin geboren zijn heeft geen significante invloed op iemands religieuze, politieke en sociale oriëntaties, op diens politieke-partijvoorkeur en traditionele man-vrouw-rolopvattingen na. Ook de effecten van de gemeten gezinskenmerken zijn zoals verwacht. Het zijn met name het kerklidmaatschap van de ouders (voor religieuze houdingen en gedragingen) en de politieke-partijvoorkeur van de ouders (voor alle oriëntaties) die een relatief sterke invloed uitoefenen.

Tabel 2: Sibling-modellen voor religieuze, politieke en sociale oriëntaties

Afhankelijke variabele	Ongestandaardiseerde regressiecoëfficiënten (standaardfouten tussen haakjes)						
	Opleiding individu	Opleiding gezin	Geslacht vrouw	Leeftijd	Eerst- geborene	Opleiding ouders	Ber. status ouders
Religieuze overtuiging (n=383)	0,004 (0,021)	-0,101 (0,081)	0,137** (0,064)	0,013** (0,004)	(0,074) 0,032	-0,002 (0,003)	-0,002 (0,031)
Kerkbezoek (n=1025)	0,007 (0,013)	-0,060 (0,052)	0,082 (0,039)	0,017** (0,002)	0,035 (0,041)	-0,016 (0,022)	-0,010** (0,002)
Partijvoorkeur (n=814)	-0,018 (0,017)	-0,125** (0,062)	-0,163** (0,048)	0,003 (0,003)	0,100* (0,053)	-0,001 (0,023)	-0,001 (0,002)
Links-rechts plaatsing (n=373)	-0,064 (0,045)	-0,206 (0,165)	-0,114 (0,128)	0,017** (0,007)	0,048 (0,144)	0,049 (0,058)	-0,008 (0,006)
Conv. participatie (n=422)	0,101** (0,030)	0,097 (0,096)	-0,591** (0,083)	0,015** (0,004)	-0,030 (0,094)	-0,041 (0,036)	0,008** (0,004)
Onconv. participatie (n=415)	0,043* (0,023)	0,260** (0,083)	0,155** (0,065)	-0,011** (0,004)	0,094 (0,072)	-0,059* (0,031)	0,001 (0,003)
Postmaterialisme (n=962)	0,116** (0,029)	0,445** (0,084)	-0,068 (0,076)	-0,008** (0,004)	0,023 (0,083)	-0,058* (0,033)	0,008** (0,003)
Econ. conservatisme (n=411)	0,013 (0,016)	0,041 (0,059)	-0,156** (0,045)	-0,001 (0,002)	0,010 (0,051)	0,005 (0,021)	-0,001 (0,002)
Cult. conservatisme (n=413)	-0,019 (0,019)	-0,010 (0,078)	-0,058 (0,058)	0,010** (0,003)	-0,031 (0,064)	-0,028 (0,029)	-0,006** (0,003)
Trad. m/v-opvatting (n=600)	-0,093** (0,015)	-0,227** (0,044)	-0,169** (0,041)	0,017** (0,002)	0,077* (0,044)	0,025 (0,019)	-0,002 (0,002)

\* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,01$ .

Bron: Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1992-93 en 1998.

De sociaal-economische indicatoren als het opleidingsniveau en de beroepsstatus van de ouders blijken er minder toe te doen.

Onder het kopje *Variante-decompositie* is in tabel 2 interessante informatie te vinden over de totale invloed van gezinsachtergrond. De variantie in religieuze, politieke en sociale oriëntaties is uitgesplitst in een variantie tussen gezinnen en een variantie binnen gezinnen. Hoe groter de variantie tussen gezinnen, des te sterker is de invloed van het gezin op houdingen en gedragingen. Deze uitsplitsing laat zien dat orthodoxe religieuze overtuigingen en kerkbezoek voor een groot deel door het gezin van herkomst worden bepaald; respectievelijk 41,8 en 54,0 procent van de variantie mag volgens de schattingen van de sibling-analyse aan het gezin worden toegeschreven. Ook voor cultureel conservatisme is dit percentage vrij hoog (35,5 pro-

Aantal siblings	Kerklid ouders	Pol. partij ouders	Variantie-decompositie				Fit van het model	
			Tussen gezin	Verklaard	Binnen gezin	Verklaard	Chi <sup>2</sup> (df=32)	<i>p</i>
0,010 (0,016)	0,566** (0,121)	0,366** (0,053)	0,419 (41,8%)	0,172 (41,1%)	0,583 (58,2%)	0,023 (3,9%)	34,119	0,366
0,036** (0,011)	0,495** (0,082)	0,349** (0,037)	0,622 (54,0%)	0,171 (28,3%)	0,530 (46,0%)	0,037 (7,0%)	41,054	0,131
-0,039** (0,011)	0,126 (0,084)	0,460** (0,035)	0,327 (30,4%)	0,154 (47,1%)	0,748 (69,6%)	0,014 (1,9%)	29,922	0,572
-0,030 (0,030)	0,586** (0,217)	0,606** (0,097)	0,770 (23,1%)	0,326 (42,4%)	2,561 (76,9%)	0,056 (2,2%)	35,252	0,317
0,015 (0,018)	-0,291** (0,133)	0,058 (0,060)	0,152 (9,8%)	0,044 (29,1%)	1,397 (90,2%)	0,151 (10,8%)	43,956	0,078
0,035** (0,016)	-0,098 (0,114)	-0,162** (0,053)	0,199 (21,7%)	0,079 (39,9%)	0,717 (78,3%)	0,033 (4,6%)	34,749	0,338
0,023 (0,017)	-0,012 (0,125)	-0,204** (0,056)	0,529 (18,1%)	0,334 (63,2%)	2,400 (81,9%)	0,059 (2,5%)	30,226	0,557
0,009 (0,011)	-0,036 (0,078)	0,127** (0,034)	0,061 (14,2%)	0,016 (26,8%)	0,362 (85,8%)	0,008 (2,1%)	26,381	0,74
0,024 (0,015)	0,091 (0,111)	0,253** (0,048)	0,284 (35,5%)	0,074 (26,1%)	0,516 (64,5%)	0,015 (2,9%)	36,669	0,261
0,003 (0,010)	0,019 (0,073)	0,126** (0,032)	0,177 (27,8%)	0,078 (44,3%)	0,460 (72,2%)	0,080 (17,4%)	32,490	0,443

cent). De totale invloed van het gezin is het geringst voor conventionele politieke participatie (9,8 procent) en economisch conservatisme (14,2 procent). Sibling-analyse maakt het mogelijk om na te gaan hoe groot het aandeel van de gemeten gezinskenmerken in deze totale gezinsinvloed is. De vijf indicatoren van gezinsachtergrond blijken tezamen slechts 30 tot 40 procent van de variantie tussen gezinnen te verklaren. In dit opzicht is postmaterialisme een uitschieter: de gemeten indicatoren verklaren maar liefst 63,2 procent van de totale gezinsinvloed. Het impliceert echter nog steeds dat het gangbare onderzoek naar houdingen en gedragingen de invloed van gezinsachtergrond behoorlijk onderschat door alleen gemeten aspecten van het gezin mee te nemen. Over het algemeen vormen ongemeten gezinsfactoren het leeuwendeel van de totale gezinsinvloed op religieuze, politieke en sociale oriëntaties.

De belangrijkste informatie, namelijk over het effect van opleidingsniveau op houdingen en gedragingen, staat vermeld in de tweede en derde kolom van tabel 2. Zoals uit de beschrijving van het sibling-model naar voren kwam, is het opleidingseffect uiteengelegd in een regressiecoëfficiënt tussen gezinnen (het gezinseffect van opleiding) en twee aan elkaar gelijk gestelde regressiecoëfficiënten binnen gezinnen (het individuele effect van opleiding). Het gezinseffect verwijst naar sociale herkomst en geeft de mate aan waarin dezelfde (gemeten en ongemeten) gezinskenmerken zowel variatie in opleidingsniveau als variatie in oriëntaties voorspellen. Het individuele effect van opleiding op houdingen en gedragingen is het juiste effect van scholing. Uit tabel 2 blijkt dat iemands individuele opleidingsniveau alleen op conventionele politieke participatie, postmaterialisme, traditionele man-vrouw-rolopvattingen en – in geringere mate – onconventionele politieke participatie een significante invloed uitoefent. Hoger opgeleiden participeren meer in conventionele en onconventionele politieke activiteiten dan lager opgeleiden, ze hangen in sterkere mate postmaterialistische waarden aan en ze hebben minder traditionele man-vrouw-rolopvattingen. Op de overige zes houdingen en gedragingen heeft scholing, na volledige uitzuivering van het effect voor sociale herkomst, geen enkel effect!

Interessant is bovendien dat het gezinseffect van opleiding in drie gevallen significant groter is dan het individuele opleidingseffect.<sup>7</sup> Dit betekent dat broers en zussen die verschillende opleidingsniveaus gevolgd hebben, toch veel op elkaar lijken wat onconventionele politieke participatie, postmaterialisme en traditionele man-vrouw-rolopvattingen betreft, omdat ze in hetzelfde gezin met een bepaald opleidingsklimaat zijn opgegroeid. Anders gezegd, *tussen gezinnen* bestaan er grote verschillen: Nederlanders die opgroeien in een gezin waarin de kansen om een hoge opleiding te bereiken groot zijn, nemen meer deel aan onconventionele politieke activiteiten, hangen vaker postmaterialistische waarden aan en hebben minder traditionele man-vrouw-rolopvattingen dan Nederlanders die opgroeien in gezinnen met lagere opleidingsvooruitzichten. De verschillen *binnen een gezin* zijn veel kleiner: broers en zussen met verschillende opleidingsniveaus zullen toch veel op elkaar lijken wat onconventionele politieke participatie, postmaterialisme en traditionele man-vrouw-rolopvattingen betreft. Het is dus de scholing van alle broers en zussen samen die voor dezelfde houdingen en gedragingen zorgt. Binnen een gezin worden lager opgeleide broers en zussen mogelijk ‘omhoog getrokken’ door hun hoger opgeleide broers en zussen en hebben ze daardoor oriëntaties die eigenlijk bij hoger opgeleiden horen, net zoals hoger opgeleide broers en zussen door hun lager opgeleide broers en zussen worden beïnvloed.

## 5. Het juiste effect van scholing

De zojuist besproken resultaten van de sibling-analyse laten zien dat het gangbare onderzoek de totale gezinsinvloed op religieuze, politieke en sociale oriëntaties onderschat, omdat er alleen gemeten indicatoren van gezinsachtergrond in de analyses worden betrokken. Deze onderschatting varieert tussen 37 procent (postmaterialisme) en 74 procent (cultureel conservatisme).

Tabel 3: Ongestandaardiseerde effecten van opleidingsniveau op religieuze, politieke en sociale oriëntaties (standaardfouten tussen haakjes)

Afhankelijke variabele	(A) Bivariaat effect	(B) Effect na controle I regressie-analyse	(C) Effect na controle II regressie-analyse	Overschatting- factor (B) / (C)	(D) Individueel effect sibling-analyse	Overschatting- factor (C) / (D)
Religieuze overtuigingen	-0,045 (0,015)**	-0,027 (0,015)*	-0,018 (0,016)	1,50	0,004 (0,021)	5,50
Kerkbezoek	-0,050 (0,011)**	-0,025 (0,011)**	-0,008 (0,011)	3,13	0,007 (0,013)	2,14
Politieke-partijvoorkeur	-0,034 (0,011)**	-0,034 (0,012)**	-0,040 (0,012)**	0,85	-0,018 (0,017)	2,22
Links-rechts zelfplaatsing	-0,090 (0,029)**	-0,071 (0,029)**	-0,092 (0,032)**	0,77	-0,064 (0,045)	1,44
Conv. politieke participatie	0,104 (0,018)**	0,118 (0,018)**	0,100 (0,020)**	1,18	0,101 (0,030)**	0,99
Onconv. pol. participatie	0,102 (0,014)**	0,091 (0,014)**	0,091 (0,012)**	1,00	0,043 (0,023)*	2,12
Postmaterialisme	0,230 (0,017)**	0,225 (0,017)**	0,196 (0,019)**	1,15	0,116 (0,029)**	1,69
Economisch conservatisme	0,036 (0,010)**	0,035 (0,010)**	0,018 (0,011)*	1,94	0,013 (0,016)	1,38
Cultureel conservatisme	-0,040 (0,013)**	-0,028 (0,013)**	-0,013 (0,015)	2,15	-0,019 (0,019)	0,68
Trad. man-vrouw-opvatting	-0,148 (0,010)**	-0,133 (0,010)**	-0,128 (0,011)**	1,04	-0,093 (0,015)**	1,38
Gemiddelde				1,47		1,95

\* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,01$ .

Bron: Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1992-93 en 1998.

Daarnaast blijkt scholing, na volledige controle voor gezinsachtergrond, slechts op vier van de tien onderzochte houdingen en gedragingen een significante invloed uit te oefenen. Dit wijst in de richting van een overschatting van het effect van het bereikte opleidingsniveau op houdingen en gedragingen in het gangbare onderzoek. De vraag is nu hoe groot deze overschatting eigenlijk is. Om dit na te gaan heb ik in tabel 3 eerst alle bivariate opleidingseffecten op een rijtje gezet (kolom A). Bij het schatten van deze effecten is zowel informatie van de primaire respondent als van de broer of zus gebruikt; hierbij wordt aangenomen dat het opleidingseffect van de respondent gelijkgesteld mag worden aan het opleidingseffect van de broer of zus. Deze voor de hand liggende aanname blijkt overigens voor alle houdingen en gedragingen op te gaan. Zoals verwacht hangt de hoogte van het bereikte opleidingsniveau samen met alle onderzochte religieuze, politieke en sociale oriëntaties. Het is echter niet helemaal eerlijk om deze bivariate opleidingseffecten als uitgangspunt te nemen. Zoals in paragraaf 3 besproken is, kunnen geslacht, leeftijd en het al dan niet als eerste in een gezin geboren zijn het opleidingseffect beïnvloeden. Daarom staan in kolom B van tabel 3 ook de effecten van het bereikte opleidingsniveau gecontroleerd voor deze drie individuele kenmerken (controle I). Ten opzichte van de bivariate opleidingseffecten nemen de effecten van het bereikte opleidingsniveau op houdingen en gedragingen gemiddeld met 15 procent af, maar ze blijven statistisch significant.

In kolom C van tabel 3 staan de opleidingseffecten zoals ze in het gangbare onderzoek naar houdingen en gedragingen worden gevonden. Hiertoe heb ik regressieanalyses uitgevoerd waarin gecontroleerd wordt voor gemeten indicatoren van gezinsachtergrond, dat wil zeggen voor ouderlijk opleidingsniveau, beroepsstatus, kerklidmaatschap en politieke-partijvoorkeur en gezinsgrootte. Opnieuw zijn alle effecten voor de primaire respondent en voor de broer of zus aan elkaar gelijkgesteld, hetgeen voor alle oriëntaties een gerechtvaardigde assumptie is. Wanneer we deze effecten vergelijken met de opleidingseffecten in kolom B, dan blijkt dat deze laatste de invloed van scholing gemiddeld met een factor 1,47 overschatten. Het is dus belangrijk om voor de socialiserende invloed van het gezin te controleren. Echter, door de vijf genoemde indicatoren van gezinsachtergrond op te nemen kunnen we sociale-herkomsteffecten slechts gedeeltelijk uitzuiveren. Dit blijkt wanneer we naar de individuele opleidingseffecten uit de sibling-modellen kijken (kolom D). Vergelijken we deze individuele opleidingseffecten met de opleidingseffecten zoals verkregen uit een gangbare analyse, dan overschatten de laatste het effect van scholing op oriëntaties gemiddeld met een factor 1,95. Het is dus duidelijk niet voldoende om alleen maar gemeten gezinskenmerken in de analyse op te nemen. Slechts voor twee oriëntaties, conventionele politieke participatie en cultureel conservatisme, kan hiermee volstaan worden. Voor de overige houdingen en gedragingen geldt dat men voor de *totale* invloed van gezinsachtergrond moet controleren om het juiste effect van scholing te schatten.

## 6. Conclusie

In dit artikel heb ik onderzocht of het vaak gevonden, hechte verband tussen iemands opleidingsniveau en zijn of haar religieuze, politieke en sociale oriëntaties ook werkelijk aan een

invloed van scholing kan worden toegeschreven. Het is mogelijk dat het verband gedeeltelijk kan worden teruggevoerd op de socialiserende werking van het gezin van herkomst, omdat zowel het opleidingsniveau als de oriëntaties zijn beïnvloed door het gezin waarin iemand is opgegroeid. Sibling-modellen zijn uitermate geschikt om de effecten van scholing te corrigeren voor deze invloed van sociale herkomst. In sibling-modellen wordt de overeenkomst tussen broers en zussen gebruikt om de *totale* invloed van gezinsachtergrond vast te stellen en zo zicht te krijgen op het juiste scholingseffect.

Ook in het gangbare onderzoek naar houdingen en gedragingen wordt meestal rekening gehouden met sociale herkomst. De in dit artikel gepresenteerde onderzoeksuitslagen laten zien dat een flink deel van de bivariate samenhang tussen scholing en oriëntaties inderdaad kan worden teruggevoerd op sociale herkomst. Wanneer in de modellen gecorrigeerd wordt voor een aantal voor de hand liggende gezinskenmerken (ouderlijk opleidingsniveau, beroepsstatus, religieuze oriëntatie en politieke-partijvoorkeur en gezinsgrootte), blijkt dat de bivariate samenhang een behoorlijke overschatting oplevert van de invloed van scholing op oriëntaties, gemiddeld met een factor 1,47.

Echter, het is de vraag in hoeverre in dit gangbare onderzoek de totale invloed van gezins-socialisatie wordt afgedekt. Er wordt immers gebruik gemaakt van een beperkt aantal eenvoudig meetbare kenmerken van het ouderlijk gezin. Sibling-modellen maken het mogelijk om ook rekening te houden met niet-gemeten gezinskenmerken. Mijn analyses laten zien dat het gangbare onderzoek de totale invloed van socialisatie sterk onderschat. De gemeten gezinskenmerken maken slechts 30 à 40 procent van de totale gezinsinvloed uit. Dit heeft grote gevolgen voor het effect van scholing op religieuze, politieke en sociale oriëntaties. Terwijl de methodiek van het gangbare onderzoek tot de conclusie leidt dat iemands opleidingsniveau een behoorlijke invloed heeft op zijn of haar oriëntaties, laten sibling-modellen zien dat het opleidingseffect bijzonder klein en vaak statistisch niet significant is. Voor de tien oriëntaties die ik in dit artikel heb onderzocht, blijkt dat het scholingseffect volgens het sibling-model 1,95 keer zo klein als in het gangbare onderzoek. Een andere manier om dit te verwoorden is dat de bivariate samenhang het effect niet met gemiddeld factor 1,47 maar met factor 2,87 (het product van 1,47 en 1,95) overschat. De enige oriëntaties waarvoor nog een statistisch significant opleidingseffect overblijft zijn conventionele en onconventionele politieke participatie, postmaterialisme en traditionele man-vrouw-rolopvattingen. Ook voor deze oriëntaties geldt echter dat het opleidingseffect klein is en dat het in het gangbare onderzoek flink wordt overschat.

Deze onderzoeksuitslagen houden in dat het grootste deel van de invloed van sociale herkomst berust op niet-gemeten gezinskenmerken. De vraag rijst wat die niet-gemeten gezinskenmerken zijn. Deze vraag is niet makkelijk te beantwoorden, maar ik presenteer hier drie kandidaten. Welke van deze drie groepen niet-gemeten gezinskenmerken het belangrijkste is, is onduidelijk. In de eerste plaats zijn er socialisatiekenmerken die moeilijk meetbaar zijn. Het culturele klimaat in een gezin, de motivaties en aspiraties van de ouders, hun sociale kapitaal en de sociale omgeving van het kind zelf geven vorm aan iemands socialisatie en wor-



den gedeeld door broers en zussen. Dit lijstje van moeilijk meetbare socialisatiekenmerken is makkelijk aan te vullen met nog veel meer psychologische en sociologische gezinskenmerken. In de tweede plaats maken genetische overeenkomsten tussen broers en zussen deel uit van de niet-gemeten gezinskenmerken. In de derde plaats zorgen ook wederzijdse invloeden van broers en zussen ervoor dat ze op elkaar lijken wat betreft opleidingsniveau en oriëntaties. Het zijn dus niet alleen de ouders die bijdragen aan het socialisatieklimaat maar ook de kinderen zelf.

Er is veel theorievorming over de invloed die scholing heeft op de ontwikkeling van religieuze, politieke en sociale oriëntaties. In dit artikel laat ik echter zien dat opleidingsverschillen tussen broers en zussen uit één gezin nauwelijks leiden tot verschillen in houdingen en gedragingen. Dit suggereert dat de theorievorming over de sterke invloed van scholing bijgesteld moet worden. De gepresenteerde modellen laten zien dat scholing wel een factor van belang is wanneer er op gezinsniveau wordt gekeken. Gezinnen waarin het gemiddelde opleidingsniveau van de kinderen hoog is verschillen wel degelijk van gezinnen waarin het gemiddelde opleidingsniveau laag is. Het is aannemelijk dat het op school geleerde wordt meegebracht naar het ouderlijk huis en daar wordt gedeeld met alle broers en zussen. Deze invloed van het opleidingsklimaat in het gezin blijkt belangrijker te zijn dan de invloed van iemands eigen opleidingsniveau.

## Noten

1. Inge Sieben is als onderzoeker in opleiding verbonden aan de sectie sociologie/ICS van de Katholieke Universiteit Nijmegen. Zij werkt aan een proefschrift over de totale gezinsinvloed op opleidings- en beroepsvererving in historisch en landenvergelijkend perspectief. De auteur bedankt Paul de Graaf, de leden van het Nijmeegse sectie-colloquium sociologie en de redactie van *Mens & Maatschappij* voor hun commentaar. Correspondentie: Inge Sieben, sectie sociologie/ICS, Katholieke Universiteit Nijmegen, Postbus 9104, 6500 HE Nijmegen. E-mail: I.Sieben@maw.kun.nl.
2. Dit zijn eigen berekeningen aan de hand van de gegevens die in dit artikel geanalyseerd worden, namelijk de Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1992-93 en 1998. De twee voorbeelden hebben betrekking op 30- tot 50-jarige Nederlanders. Deze leeftijdsselectie is gekozen om te voorkomen dat verschillen in onconventionele politieke participatie en postmaterialisme tussen lager en hoger opgeleiden worden veroorzaakt door cohortverschillen in opleiding.
3. Met het *juiste* effect van scholing bedoel ik het netto effect van opleidingsniveau nadat er volledig is gecontroleerd voor gezinsachtergrond. Uit dit scholingseffect zijn alle effecten van het gezin van herkomst gehaald, zodat men er zeker van kan zijn dat de invloed van het bereikte opleidingsniveau op religieuze, politieke en sociale houdingen en gedragingen echt een effect van de gevolgde opleiding zelf is. Natuurlijk zijn er nog andere socialisatievelden dan het gezin die een invloed uitoefenen op iemands oriëntaties. Elchardus, Kavadias & Siongers (1999) noemen bijvoorbeeld het verenigingsleven, de media en de vriendenkring of peer group. Het zou interessant zijn om uit te zoeken of deze socialisatievelden zowel iemands opleidingsniveau als diens religieuze, politieke en sociale houdingen en gedragingen beïnvloeden en zo een (verdere) daling in het effect van scholing veroorzaken.
4. In vergelijking met de primaire respondenten uit de *Fnb9293*, zijn de primaire respondenten uit de *Fnb98* gemiddeld genomen iets hoger opgeleid. Dit is niet zo'n vreemde bevinding, aangezien er zes jaren verstreken zijn tussen de twee momenten van dataverzameling. Ook hebben ze hoger opgeleide ouders, komen ze uit kleinere gezinnen, geven ze de voorkeur aan meer rechtse politieke partijen en hangen ze in mindere mate postmaterialistische waarden aan. Deze verschillen zijn grotendeels

- terug te voeren op de tijdsspanne die er tussen de twee surveys ligt. Ze leiden echter niet tot verschillen in geschatte effecten, zo blijkt uit aanvullende LISREL-analyses.
5. Men zou kunnen opmerken dat de invloed van gezinsachtergrond in gezinnen met slechts één kind anders is, omdat het om speciale gezinnen gaat waar bijvoorbeeld een echtscheiding heeft plaatsgevonden of een ouder is overleden. Vergelijking van analyses met en zonder deze gezinnen geeft echter aan dat de effecten van het opleidingsniveau, de beroepsstatus, het kerklidmaatschap en de politieke-partijvoorkeur van de ouders en het aantal broers en zussen in een gezin op alle houdingen en gedragingen niet wezenlijk verschillen. Vanzelfsprekend kan dit alleen maar voor de gemeten gezinskenmerken worden onderzocht, omdat voor het schatten van de totale gezinsinvloed informatie over meer dan één kind per gezin vereist is.
  6. Er is één uitzondering: kerklidmaatschap. Een model waarin de effecten van leeftijd op opleiding en kerklidmaatschap en het effect van eerstgeborene op opleiding verschilt voor respondent en sibling ( $\gamma_{18} \neq \gamma_{29}$ ;  $\gamma_{38} \neq \gamma_{49}$ ;  $\gamma_{310} \neq \gamma_{411}$ ) heeft een significant betere fit dan een model met gelijkheidsrestricties ( $\delta\chi^2 = 15,45$ ;  $df = 6$ ;  $p = 0,017$ ).
  7. Ik heb steeds een model waarin de regressiecoëfficiënt binnen gezinnen gelijkgesteld is aan de regressiecoëfficiënt tussen gezinnen ( $\beta_{31} = \beta_{42} = \beta_{65}$ ) vergeleken met een model waarin deze coëfficiënten niet aan elkaar gelijk zijn ( $\beta_{31} = \beta_{42} \neq \beta_{65}$ ). In onderstaande tabel staan per oriëntatie de  $\chi^2$ -fitmaten van beide modellen vermeld, en de verbetering in fit.

	$\beta_{31} = \beta_{42} = \beta_{65}$ (df=33)	$\beta_{31} = \beta_{42} \neq \beta_{65}$ (df=32)	Verbetering in fit (df=1)
Orthodoxe religieuze overtuigingen	35,444	34,119	1,325
Kerkbezoek	42,381	41,055	1,326
Politieke-partijvoorkeur	32,168	29,222	2,946
Links-rechts zelfplaatsing	35,789	35,252	0,557
Conv. politieke participatie	43,957	43,749	0,001
Onconv. pol. participatie	40,711	34,749	5,962*
Postmaterialisme	41,726	30,226	11,500**
Economisch conservatisme	26,189	26,381	0,191
Cultureel conservatisme	36,770	36,669	0,101
Trad. man-vrouw-opvatting	39,295	32,490	6,805**

\* =  $p < 0,05$ ; \*\* =  $p < 0,01$ .

Bron: Familie Enquête Nederlandse Bevolking 1992-93 en 1998.

## Literatuur

- Acock, A.C. & Bengtson, V.L. (1978). On the relative influence of mothers and fathers: A covariance analysis of political and religious socialization. *Journal of Marriage and the Family*, 40, 519-530.
- Barnes, S.H. & Kaase, M. (1979). *Political action: Mass participation in five western democracies*. Beverly Hills, CA: Sage.
- Beit-Hallahmi, B. & Argyle, M. (1997). *The psychology of religious behaviour, belief and experience*. London: Routledge.
- Collins, R. (1971). Functional and conflict theories of educational stratification. *American Sociological Review*, 36, 1002-1019.
- Dronkers, J. (1991). Vermindert het belang van het gezin? Een proeve van empirische toetsing. *Comenius*, 11, 37-55.
- Eijck, K. van (1996). *Family and opportunity. A sibling analysis of the impact of family background on education, occupation, and consumption*. Tilburg: Tilburg University Press.
- Eijck, K. van & Graaf, P.M., de (1994). Uit één nest? De invloed van primaire socialisatie op onderwijskansen. *Mens & Maatschappij*, 69, 279-302.
- Elchardus, M., Kavadias, D. & Siongers, J. (1999). Instroom of school? De invloed van scholen en andere socialisatievelden op de houdingen van leerlingen. *Mens & Maatschappij*, 74, 250-268.
- Felling, A. & Peters, J. (1986). Conservatism: A multidimensional concept. *Netherlands' Journal of Sociology*, 22, 36-60.
- Felling, A., Peters, J. & Schreuder, O. (1991). *Dutch religion. The religious consciousness of the Netherlands after the cultural revolution*. Nijmegen: ITS.
- Ganzeboom, H.B.G., Graaf, P.M., de & Treiman, D.J., with an appendix by Leeuw, J., de (1992). A standard international socio-economic index of occupational status. *Social Science Research*, 21, 1-56.
- Graaf, N.D. de & Graaf, P.M. de (1988). Family background, postmaterialism and life style. *Netherlands' Journal of Sociology*, 24, 50-64.
- Graaf, N.D. de, Graaf, P.M. de, Kraaykamp, G. & Ultee, W.C. (1999). *Familie enquête Nederlandse bevolking 1998* [machine-readable datafile]. Nijmegen: vakgroep sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen.
- Griliches, Z. (1979). Sibling models and data in economics: Beginnings of a survey. *Journal of Political Economy*, 87, S37-S64.
- Gijsberts, M. (1999). *The legitimisation of inequality in state-socialist and market societies, 1987-1996*. Amsterdam: Thela Thesis.
- Hall, R. & Rodeghier, M. (1994). More is sometimes less: education's effects on tolerance. *Review of Education, Pedagogy, and Cultural Studies*, 16, 297-314.
- Hauser, R.M. & Mossel, P.A. (1985). Fraternal resemblance in educational attainment and occupational status. *American Journal of Sociology*, 91, 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, S83-S120.
- Hyman, H.H. & Wright, C.R. (1979). *Education's lasting influence on values*. Chicago: University of Chicago Press.

- Inglehart, R. (1977). *The silent revolution. Changing values and political styles among western publics*. Princeton, NJ: Princeton University Press.
- Jackman, M.R. & Muha, M.J. (1984). Education and intergroup attitudes: Moral enlightenment, superficial democratic commitment, or ideological refinement? *American Sociological Review*, 49, 751-769.
- Jöreskog, K.G. & Sörbom, D. (1993). *LISREL 8 users reference guide*. Chicago: Scientific Software International.
- Lipset, S.M. (1981). *Political man. The social bases of politics*. Baltimore, MA: John Hopkins University Press.
- Need, A. (1995). De overeenkomst in politieke voorkeuren van siblings. De invloed van individuele en familiekenmerken op de politieke-partijvoorkeur. *Mens & Maatschappij*, 70, 304-320.
- Niemöller, B. & Eijck, C. van der (1986). Links/rechts, postmaterialisme en stemgedrag. *Mens & Maatschappij*, 61, 251-269.
- Nieuwbeerta, P. & Wittebrood, K. (1994). De invloed van vaders en moeders op de politieke-partijvoorkeur van hun kinderen. *Mens & Maatschappij*, 69, 26-46.
- Peschar, J. & Wesselingh, A. (1995). *Onderwijssociologie*. Groningen: Wolters-Noordhof.
- Phelan, J., Link, B.G., Stueve, A. & Moore, R.E. (1995). Education, social liberalism, and economic conservatism: Attitudes towards homeless people. *American Sociological Review*, 60, 126-140.
- Shavit, Y. & Blossfeld, H.P. (Eds.) (1993). *Persistent inequality. Changing educational attainment in thirteen countries*. Boulder, CO: Westview Press.
- Slik, F.W.P. van der & Scheepers, P. (1997). Religieuze socialisatie in het ouderlijk gezin: een sibling-analyse. *Sociale Wetenschappen*, 40, 44-62.
- Sulloway, F. (1996). *Born to rebel: Birth order, family dynamics, and creative lives*. New York: Pantheon.
- Ultee, W.C. & Ganzeboom, H.B.G. (1993). *Familie enquête Nederlandse bevolking 1992-93* [machine-readable datafile]. Nijmegen: vakgroep sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen.
- Vogt, W.P. (1997). *Tolerance and education: Learning to live with diversity and difference*. Thousand Oaks, CA: Sage Publications.
- Vollebergh, W., Iedema, J. & Meeus, W. (1997). Conservatisme in Nederland 1970-1992. Het belang van leeftijds-, cohort- en sekseverschillen. *Sociologische Gids*, 44, 100-121.
- Wilcox, C. (1991). Support for gender equality in West Europe. *European Journal of Political Research*, 20, 127-147.

## Bijlage: Operationalisatie van de gebruikte variabelen

*Geslacht respondent/sibling*: 0=man; 1=vrouw.

*Leeftijd respondent/sibling*: in jaren.

*Eerstgeborene respondent/sibling*: 0=niet eerstgeborene; 1=eerstgeborene in gezin.

*Opleiding respondent/sibling/ouders*: 1=lo; 2=lbo; 3=mavo; 4=havo; 5=mbo; 6=vwo; 7=hbo; 8=wo; 9=wo+.

*Beroepsstatus ouders*: Internationale Socio-Economische Status (vergelijk Ganzeboom, De Graaf & Treiman, 1992).

*Aantal broers en zussen*: aantal broers en zussen van de primaire respondent plus één (de primaire respondent zelf).

*Kerklidmaatschap ouders*: 0=nee; 1=ja.

*Politieke-partijvoorkeur respondent/sibling/ouders*: 1=Groen Links, SP; 2=PvdA; 3=CDA, D'66, Unie 55+, AOV; 4=VVD; 5=SGP, GPV, RPF, CD (vergelijk Gijssberts, 1999).

*Orthodoxe religieuze overtuigingen respondent/sibling*: gemiddelde score op 'ik geloof in het bestaan van een hemel', 'ik geloof in het bestaan van een hel', 'ik geloof in het bestaan van een duivel', 'er bestaat een God die zich met ieder mens persoonlijk bezighoudt', '\*na de dood is volgens mij alles definitief afgelopen', '\*volgens mij bestaat er geen God'; Chronbachs alfa = 0,87 (respondent) en 0,89 (sibling).

*Kerkbezoek respondent/sibling*: 1=(vrijwel) nooit; 2=één of enkele malen per jaar; 3=ongeveer één maal per maand; 4=één keer per week of vaker.

*Links-rechts zelfplaatsing respondent/sibling*: 1=uiterst links tot en met 10=uiterst rechts.

*Conventionele politieke participatie respondent/sibling*: aantal keren dat men soms of vaak 'over politiek in de krant leest', 'met andere mensen over politiek praat', 'vrienden en kennissen over probeert te halen net zo te stemmen als hij/zijzelf', 'naar een politieke vergadering of bijeenkomst gaat', 'persoonlijk contact met politici, wethouders of kamerleden heeft', 'tijd besteedt aan werk voor een politieke partij of een verkiezingskandidaat'; Chronbachs alfa = 0,65 (respondent) en 0,68 (sibling).

*Onconventionele politieke participatie respondent/sibling*: aantal keren dat men in de laatste vijf jaar heeft meegedaan aan een 'politieke handtekeningenactie', 'boycot', 'demonstratie met vergunning', 'huur-, premie- of belastingweigering', 'stakingen buiten de vakbond om', 'door vakbond georganiseerde staking', 'bezetting van gebouwen of fabrieken', 'blokkade van het verkeer'; Chronbachs alfa = 0,62 (respondent) en 0,67 (sibling).

*Postmaterialisme*: 1=materialist tot en met 6=postmaterialist; gebaseerd op de aangegeven volgorde van belang van de doelen 'de orde in het land handhaven', 'de politieke inspraak van burgers vergroten', 'prijsstijgingen tegengaan', 'de vrijheid van meningsuiting beschermen'.

*Economisch conservatisme respondent/sibling*: gemiddelde score op 'de verschillen tussen hoge en lage inkomens moeten groter worden dan nu het geval is', 'in Nederland zijn de uitkeringen voor werklozen op dit moment veel te hoog', '\*de vakbonden moeten een veel hardere politiek voeren willen zij de belangen van de werknemers het best behartigen', '\*als je in Nederland van een uitkering moet rondkomen, heb je het lang niet gemakkelijk', '\*de

overheid moet de ondernemingen verplichten werknemers even sterk te laten meedelen in de winst als de aandeelhouders'; Chronbachs alfa = 0,60 (respondent) en 0,59 (sibling).

*Cultureel conservatisme respondent/sibling*: gemiddelde score op '\*wanneer iemand de zin van het leven echt niet meer ziet, heeft hij/zij het recht zich het leven te benemen', '\*iemand die oud of ziek is en niet meer verder wil leven, moet het recht hebben een arts te verzoeken een zachte dood te mogen sterven', '\*het moet mogelijk zijn dat een vrouw zonder meer een abortus kan laten uitvoeren als zij dat wenst', '\*het moet artsen zijn toegestaan iemand op diens eigen verzoek uit zijn lijden te helpen door het geven van een spuitje'; Chronbachs alfa = 0,74 (respondent) en 0,80 (sibling).

*Traditionele man-vrouw-rolopvattingen*: gemiddelde score op 'een vrouw is geschikter om kleine kinderen op te voeden dan een man', 'als een man vindt dat zijn vrouw niet moet werken, moet zij zich daarbij neerleggen', 'het is onnatuurlijk als vrouwen in een bedrijf leiding uitoefenen over mannen', 'eigenlijk moeten vrouwen met kinderen pas betaalde arbeid gaan verrichten als ze zeker weten dat ze voldoende tijd voor de kinderen overhouden', 'een moeder moet zorgen dat ze thuis is als de kinderen uit school komen', 'van nature zijn mannen ongeschikt voor het huishoudelijk werk'; Chronbachs alfa = 0,80 (respondent) en 0,78 (sibling).

\* Alle items met een sterretje zijn in tegengestelde richting gehercodeerd.