

SOCIALE HERKOMST, CULTURELE SOCIALISATIE EN CULTUURPARTICIPATIE: EEN SIBLING-ANALYSE¹

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

Sociale Wetenschappen (34-4), 1991,
pp. 272-287

Summary

Family background, cultural socialisation and cultural participation: a sibling analysis

This article assesses the influence of family of origin on cultural practices in adulthood. We use an urban Dutch data set for 311 men and women between 25 and 70 years of age and apply a Hauser-Mossel sibling model to estimate the effects of both measured and unmeasured family background factors. The main conclusion is that the total effect of family background explains about a third of the total variance in cultural practices, and individual factors account for the other two-thirds. The measured influence of cultural socialisation in childhood (parents' cultural practices) explains about 66% of the total family influence.

Inleiding en probleemstelling

Het is een bekend gegeven dat het deelnemen aan culturele activiteiten, zoals het lezen van boeken en het bezoek aan museum, theater en concert één van de meest ongelijk gespreide gedragspatronen in onze samenleving is. Bestaand empirisch onderzoek wijst uit dat van alle vormen van sociale gelaagdheid met name de opleiding met deze verschillen in cultuurdeelname verbonden is. Andere dimensies van sociale stratificatie, zoals het beroepsprestige en het inkomen doen er weinig toe; de verschillen zitten vooral tussen de hoger en lager opgeleiden (Wippler 1968; Welters & Eijkman 1978). Dit gegeven maakt het verleidelijk het onderwijs en ervaringen daarin aan te wijzen als de belangrijkste oorzaak van verschillen in cultuurdeelname en remedies voor de sociale ongelijkheid in cultuurdeelname te zoeken in veranderingen in het onderwijsstelsel.

* Harry B.G. Ganzeboom, Vakgroep Sociologie, Katholieke Universiteit Nijmegen, Postbus 9108, 6500 HK Nijmegen.

Paul M. de Graaf, Vakgroep Sociologie, Katholieke Universiteit Brabant, Postbus 90153, 5000 LE Tilburg.

Er is echter nog een dimensie van sociale achtergrond, die sterke verschillen in cultuurparticipatie teweeg brengt, maar daarvan is de werking in de onderzoeksliteratuur enigszins onderbelicht gebleven: het milieu van herkomst. Het besef van de mogelijke betekenis hiervan is wel al lang in de onderzoeksliteratuur te vinden. Met name de dissertatie van De Jager (1967) heeft de betekenis van een vroege culturele socialisatie voor latere cultuurdeelname, *in casu* concertbezoek, in beeld gebracht. Ook in openbare discussies over cultuurdeelname wordt men regelmatig geconfronteerd met de vraag of de opvoeding thuis er eigenlijk ook niet veel en wellicht meer toe doet dan het onderwijs. Niettemin ontbreekt op dit moment een beargumenteerd inzicht in het belang van het milieu van herkomst in verhouding tot de huidige status. Rapporten die van overheidswege over cultuurdeelname naar buiten worden gebracht, veronachtzamen de invloed van het ouderlijk milieu doorgaans geheel. Niettemin is het duidelijk dat het vanuit het beïnvloedingsperspectief nogal wat uitmaakt of de belangstelling voor het culturele aanbod nu primair in en door het onderwijs tot stand komt, dan wel in de moeilijker toegankelijke huiselijke kring. Daarmee doelen we zowel op de mogelijkheden voor de overheid tot beïnvloeding van de publieke belangstelling als op de mogelijkheden die wat dat betreft voor de kunstproducenten en kunstbemiddelaars voorhanden zijn.

De directe werking van het ouderlijk milieu op culturele praktijken, in de vroege dan wel latere levensloop, is een aangelegenheid die ook een grote betekenis heeft buiten de zaak van cultuurdeelname om. Uit recent stratificatie-onderzoek wordt steeds duidelijker dat van huis uit meegenomen vertrouwdheid met formele cultuur niet alleen een kwestie is die een bepaald, beperkt stukje van het consumptiepatroon en tijdsbesteding beïnvloedt. Onder invloed van het werk van de Franse socioloog Bourdieu (vgl. in Nederland: De Swaan (1986)) horen we steeds vaker dat zulk 'cultureel kapitaal' ook van betekenis is voor de levenskansen op andere gebieden. Dit geldt voor het succes in de schoolloopbaan (De Graaf 1987), maar ook andere levenskansen zouden door dit soort factoren gedomineerd kunnen worden. Met wie men verkeert, hoe men de rest van de vrije tijd besteedt, naar welke goederen de voorkeur uitgaat bij materiële aanschaffen, en welke politieke en morele ideeën men erop nahoudt, dit alles lijkt gerelateerd te zijn aan de verhouding die men heeft tot formele cultuur (Bourdieu 1979). Het idee van culturele status en een bijbehorende culturele leefstijl, in contrast tot economische status en een bijbehorende materialistische leefstijl, is hiervan een directe afgeleide (Ganzeboom 1988). Een met cultuuruitingen doordrenkte levensstijl kenmerkt het gedrag van herkenbare maatschappelijke groeperingen, die in onze samenleving mogelijk een steeds dominantere rol gaan innemen.

Een goed antwoord op de vraag hoe groot de invloed van het milieu van herkomst is in verhouding tot andere determinanten van cultuurdeelname is derhalve een kwestie van belang. Er is echter een belangrijke moeilijkheid als we de vraag willen beantwoorden hoe de invloed van het ouderlijk milieu zich verhoudt tot die van het onderwijs dat men genoten heeft, of van de invloed van de andere actuele statuskenmerken: dit zijn geen onafhankelijk van elkaar variërende grootheden. Het valt te verwachten dat het grotendeels dezelfde personen zijn die uit een 'cultureel rijk' milieu komen, een goede opleiding hebben genoten, dan wel nu in

omstandigheden verkeren die tot intensieve cultuurdeelname leidt. We hebben gedetailleerde statistische analyse nodig om de verschillende invloeden van elkaar te onderscheiden.

In de onderzoeksliteratuur zijn een aantal verschillende benaderingen gekozen om te bepalen hoe de invloed van het ouderlijk milieu in verhouding tot andere factoren gemeten kan worden. De eenvoudigste is de methode waartoe Bakker (1985) zich beperkt: men vergelijkt in een multiple regressievergelijking de werking van een sociaal-demografische indicator van het milieu van herkomst (opleiding van vader en/of moeder) met die van het overeenkomstig kenmerk van de respondent. Bakker vond met gegevens uit het Leefsituatie-onderzoek 1983 op die manier betrekkelijk grote effecten van het milieu van herkomst. In Bakkers gestandaardiseerde regressievergelijking is het directe effect van de opleiding van de ouders 0.23 en het directe effect van de opleiding van de ondervraagde is 0.30. Deze uitslag is atypisch en berust mogelijk op een betere meting van de opleiding van de ouders dan de respondent: in de meeste databestanden (zie ook hieronder) is de invloed van de opleiding van de ouders aanzienlijk kleiner dan die van de respondent.

Of zo'n schatting van de verhouding in werking van de huidige status en het milieu van herkomst de juiste is, hangt er natuurlijk in hoge mate van af of de gekozen metingen de juiste zijn en het totale effect van milieu van herkomst en huidige status afdekt. Als het zo zou zijn dat in werkelijkheid naast de opleidingen (van ondervraagden en hun ouders) andere factoren een grote rol spelen, dan zou deze verhouding er anders uit komen te zien. Willen we de invloed van het milieu van herkomst en de huidige status goed schatten, dan lijkt het noodzakelijk nader te bepalen welke factoren in het milieu van herkomst verantwoordelijk zijn voor de werking ervan.

In eerdere analyses hebben we herhaaldelijk (Ganzeboom 1983, 1984) een tweede methode toegepast, namelijk het in kaart brengen van de mate van culturele socialisatie in het ouderlijk gezin waarin de ondervraagde opgroeide. Men stelt daartoe aan de ondervraagden vragen omtrent de culturele praktijken van hun ouders (of in het huishouden als zodanig) in de tijd zij opgroeiden. Uit dit eerdere onderzoek blijkt dat ondervraagden heel gemakkelijk rapporteren over zulke zaken, dat hun antwoorden een grote consistentie vertonen, en dat het eruit resulterende meetinstrument in sterke mate verbonden is met de huidige culturele praktijken van de ondervraagden. Deze retrospectieve informatie lijkt daarom een alleszins redelijke methode om de invloed van het milieu van herkomst nader in beeld te brengen. Hanteert men dezelfde statistische modellen om de invloed van milieu van herkomst en huidige sociale status te vergelijken als bij vergelijking van de invloed van de opleidingsniveaus en beroepen van ondervraagden en hun ouders, dan komt men op een andere conclusies uit: het lijkt erop dat het milieu van herkomst bijna even belangrijk is voor het patroon van cultuurdeelname nu als de huidige sociale status (Ganzeboom 1983: p.52; Ganzeboom 1984: p.114; zie ook hieronder).

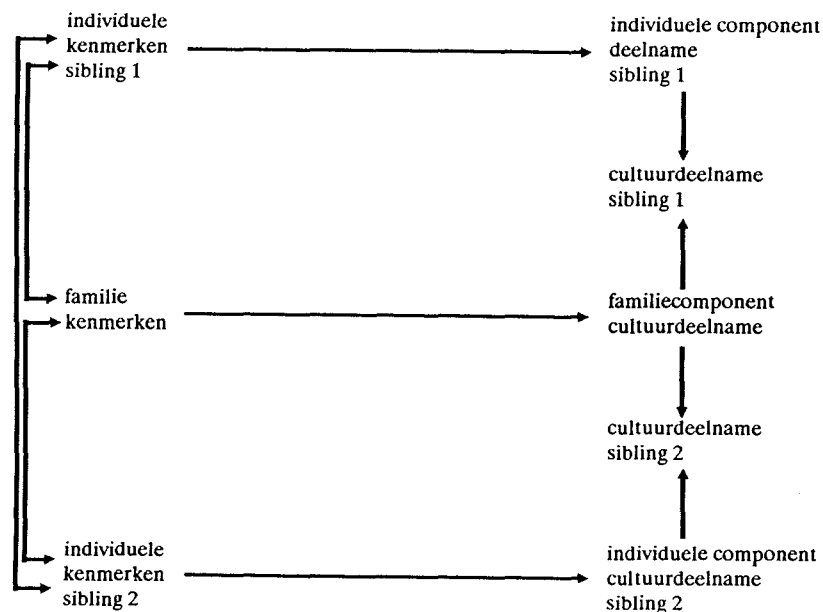
In dit artikel doen we een beroep op een derde methode om de invloed van milieu van herkomst op huidige cultuurdeelname te bepalen, namelijk een *sibling*model. De aan een *sibling*model ten grondslag liggende gedachte is tamelijk eenvoudig:

indien men de totale invloed van het milieu van herkomst te weten wil komen, dient men een vergelijking te maken tussen personen die uit hetzelfde gezin afkomstig zijn -- broers en/of zussen (in het Engels: *sibling*²). Siblings gelijken vaak veel sterker op elkaar dan zomaar twee mensen uit de bevolking. Dat is geen toeval, maar komt doordat zij aan dezelfde invloeden bloot hebben gestaan, en wel de invloeden van het ouderlijk gezin. Uit de overeenkomst tussen de kenmerken van siblings kan men daarom precies leren hoe groot de totale invloed van het ouderlijk gezin is -en dat is het bijzondere van een *sibling*model-, je hoeft daartoe verder niets te weten over dat ouderlijk gezin. De aard van het *sibling*model waarmee we deze schattingen kunnen maken, wordt uiteengezet in de volgende paragraaf.

Een *sibling*model voor cultuurdeelname

Kennis over de activiteiten of kenmerken van meerdere broers of zusters uit één gezin biedt de mogelijkheid preciezere uitspraken te doen over de invloed van het ouderlijk gezin dan wanneer, zoals in de meer gebruikelijke onderzoeksopzet, slechts gegevens over één gezinslid zijn verzameld. Broers en zusters komen uit hetzelfde ouderlijk gezin en hebben hun opvoeding, waaronder hun culturele socialisatie, gemeen. Als het ouderlijk gezin een stempel drukt op de culturele toekomst van de kinderen, mag daarom worden verwacht dat er een samenhang zal bestaan tussen de mate van culturele activiteit van broers en zusters. De door Hauser en zijn co-auteurs (Hauser & Mossel 1985; Hauser & Sewell 1986) in de sociologie geïntroduceerde *sibling*modellen, waarin die samenhang wordt gemodelleerd, staan toe verschillende facetten van de invloed van het ouderlijk gezin te belichten. Een Hauser-Mossel *sibling*model berust op de veronderstelling dat iemands mate van culturele activiteit is opgebouwd uit (a) een individuele component en (b) een familiecomponent. De geobserveerde cultuurparticipatie-scores van twee siblings zijn gecorreleerd doordat zij de familiecomponent gemeenschappelijk hebben. Met behulp van een lineair-structureel model kan men de grootte van beide componenten identificeren, wanneer men de beschikking heeft over instrumentele variabelen die (a) uniek van invloed zijn op de individuele component (in onze gegevens sekse, leeftijd en opleiding), en (b) instrumentele variabelen die uniek van invloed zijn op de familiecomponent (in onze gegevens de opleiding van beide ouders en de gemeten culturele socialisatie in het ouderlijk gezin).

De crux van het model, dat op de volgende pagina wordt voorgesteld, is te bepalen hoe groot de individuele component is in vergelijking met de familiecomponent. Dit laat zich aflezen aan de geschatte variantie van deze twee componenten, die samen optellen tot de totale variantie van de geobserveerde cultuurdeelname-scores. Als men het model standaardiseert (dat wil zeggen alle varianties op 1 stelt), laat dezelfde verhouding zich aflezen aan de relatieve invloed van de individuele en de familiecomponent op de geobserveerde cultuurdeelname-score.



De voordelen van een siblingmodel boven andere methoden om de invloed van ouderlijk milieu ten opzichte van individuele kenmerken te bepalen zijn vierledig. Ten eerste kan met siblingmodellen de omvang bepaald worden van het totale effect dat het ouderlijk gezin heeft op het culturele gedrag van de kinderen. Een siblingmodel vergt daarvoor in beginsel geen andere informatie dan de mate van overeenkomst tussen twee personen uit dezelfde familie. Het enige dat we behoeven te weten is de mate van culturele activiteit van een ondervraagde en een van zijn of haar broers of zussen³. Dat is in bepaalde opzichten een voordeel, omdat een inhoudelijke bepaling van de invloed van het ouderlijk gezin nu eenmaal berust op een meting van kenmerken waarvan we niet zeker weten of ze de cultuurdeelname beïnvloeden en in welke mate.

Het tweede voordeel van siblinganalyse is direct verbonden met het eerste. Zodra men de totale invloed van het ouderlijk milieu kent, kan men bepalen in hoeverre wél gemeten kenmerken die totale invloed representeren. Als het aandeel van de ongemeten kenmerken klein is, kan men tevreden zijn met wat men gebruikelijk ter beschikking heeft. Is dit niet het geval dan geven de gemeten kenmerken de totale gezinsinvloed onvoldoende weer en bestaat er behoefte aan aanvullende informatie.

Een derde voordeel is dat men op basis van siblinganalyse kan bepalen in hoeverre de invloed van bepaalde individuele kenmerken die een invloed hebben op cultuurparticipatie op de juiste waarde wordt geschat in het gebruikelijke onderzoek. Hier zullen we met name ingaan op de invloed van het bereikte onderwijsniveau. In eerder onderzoek naar de determinanten van culturele activiteit werd keer op keer vastgesteld dat het onderwijsniveau de belangrijkste determinant is. Er

bestaat echter de mogelijkheid dat die invloed overschat wordt, omdat het ouderlijk gezin zowel het bereikte onderwijsniveau als de milieu culturele activiteit beïnvloedt. Een deel van het aan de opleiding toegeschreven effect zou dan in werkelijkheid door de rechtstreekse invloed van de ouders worden bepaald en de omvang van de invloed van onderwijs op cultuurdeelname wordt vertekend. Eerdere onderzoeksuitslagen suggereren redenen voor zo'n vertekening van de invloed van onderwijs. De ouderlijke kenmerken die een gunstige invloed uitoefenen op schoolloopbanen zijn over het algemeen van culturele oorsprong. Culturele activiteiten van ouders en leerlingen hangen nauw samen met onderwijssucces (DiMaggio 1982; De Graaf 1987). Omdat we nu juist veronderstellen dat de culturele activiteit van ouders ook de culturele activiteiten van hun volwassen geworden kinderen positief beïnvloedt, is overschatting van de invloed van het onderwijs aannemelijk als het cultureel klimaat in het ouderlijk gezin niet afdoende worden gemeten en constant gehouden. In siblingmodellen wordt de totale invloed van het ouderlijk gezin in kaart gebracht en kan met de totale individuele invloeden vergeleken worden. In zulke modellen wordt het effect van opleiding per definitie niet overschat.

Een vierde voordeel is ten slotte van technische aard (maar daarom niet onbelangrijk): het grote statistische onderscheidingsvermogen van siblingmodellen. Dit berust op het feit dat men in siblinganalyses als het ware het aantal respondenten verdubbelt door twee kinderen uit het ouderlijk gezin in de analyse te betrekken, in plaats van één. Men behaalt dit voordeel in de praktijk met name door in het model de beide siblings als parallele metingen te beschouwen en symmetrisch tegenover elkaar liggende effecten aan elkaar gelijk te stellen.

Gegevens

We maken bij de analyse gebruik van informatie uit een survey-onderzoek uit 1986 (De Graaf 1986; vgl. De Graaf (1987)). Het vond plaats onder een, na herweging naar sekse en leeftijd, voor de stad Utrecht representatieve steekproef⁴. Hier zullen we de gegevens analyseren voor de 311 personen uit deze steekproef die op het moment van de enquête tussen 25 en 70 jaar oud waren en die informatie hebben verschaft over het opleidingsniveau en de cultuurparticipatie van een van hun broers of zusters, die eveneens tussen 25 en 70 jaar oud was. Wanneer de ondervraagde meerdere broers of zusters bleek te hebben, werd in het vraggesprek die broer of zus geselecteerd die het meest nabij woonde.

Tabel 1
Lijst van geanalyseerde variabelen.

ETA Y	VARIABLE	M	SD	CATEGORIEËN
ETA ₁ Y ₁	Opleiding Respondent	4.05	2.11	(1) LO .. (7) WO
ETA ₂ Y ₂	Opleiding Sibling	3.91	1.98	(1) LO .. (7) WO
ETA ₃ Y ₃	Geslacht Respondent	1.47	0.50	(1) vrouw .. (2) man
ETA ₄ Y ₄	Geslacht Sibling	1.58	0.49	(1) vrouw .. (2) man
ETA ₅ Y ₅	Leeftijd Respondent	43.3	13.2	(25) .. (70) jaar
ETA ₆ Y ₆	Leeftijd Sibling	43.1	12.3	(25) .. (70) jaar
ETA ₇ Y ₇	Opleiding Vader	2.98	2.15	(1) LO .. (7) WO
ETA ₈ Y ₈	Opleiding Moeder	2.21	1.62	(1) LO .. (7) WO
ETA ₉ Y ₉	Cultuurdeelname Ouders Concertbezoek Ouders	1.73	1.00	(1) nooit .. (4) 6 keer per jaar
Y ₁₀	Theaterbezoek Ouders	1.65	0.90	(1) nooit .. (4) 6 keer per jaar
Y ₁₁	Museumbezoek Ouders	1.58	0.85	(1) nooit .. (4) 6 keer per jaar
Y ₁₂	Boeken Lezen Vader	2.17	1.17	(1) zelden .. (4) heel vaak
Y ₁₃	Boeken Lezen Moeder	2.16	1.12	(1) zelden .. (4) heel vaak
Y ₁₄	Boekenbezit Ouders	2.64	1.12	(1) geen .. (5) meer dan 500
Y ₁₅	Boekenkoopgedrag Ouders	1.92	1.06	(1) zelden .. (4) 10 keer per jaar
ETA ₁₀ Y ₁₆	Cultuurdeelname Respondent Concertbezoek Respondent	2.35	1.36	(1) nooit .. (5) 6 keer afgelopen seizoen
Y ₁₇	Theaterbezoek Respondent	2.19	1.14	(1) nooit .. (5) 6 keer afgelopen seizoen
Y ₁₈	Museumbezoek Respondent	2.70	1.25	(1) nooit .. (5) 6 keer afgelopen jaar
Y ₁₉	Boeken Lezen Respondent	2.19	0.84	(0) 0 uur .. (3) meer dan 5 uur per week
Y ₂₀	Boekenkoopgedrag Respondent	2.13	1.00	(0) nooit .. (4) 10 keer per jaar
Y ₂₁	Boekenbezit Respondent	3.18	1.10	(0) geen .. (5) meer dan 500
ETA ₁₁ Y ₂₂	Cultuurdeelname Sibling Concertbezoek Sibling	1.31	0.62	(1) zelden .. (3) vaak
Y ₂₃	Theaterbezoek Sibling	1.62	0.72	(1) zelden .. (3) vaak
Y ₂₄	Museumbezoek Sibling	1.63	0.74	(1) zelden .. (3) vaak
Y ₂₅	Boeken Lezen Sibling	2.23	0.81	(1) zelden .. (3) vaak

ETA: Nummer van variabele in LISREL structureel model; Y: Nummer van variabele in LISREL meetmodel; M: gemiddelde; SD: standaarddeviatie. N=311, pairwise deletion of missing values. Het aantal geldige waarnemingen varieert tussen 293 en 311.

De analyses vinden plaats op basis van 25 variabelen. De aard hiervan wordt weergegeven in tabel 1, die de metingen, de gemiddelden, en de standaarddeviaties laat zien. Alle hieronder gerapporteerde regressie- en LISREL-analyses berusten op de correlatiematrix tussen deze 25 variabelen⁵. De informatie heeft betrekking op vier personen: de primaire ondervraagde, de gekozen sibling en de vader en moeder van de ondervraagde en diens sibling. Alle informatie is afkomstig van de ondervraagde.

Voor zowel de ondervraagde, de sibling, als voor beide ouders is informatie verzameld over het hoogst behaalde onderwijsniveau. In alle vier gevallen is dit opleidingsniveau naar dezelfde zeven categorieën opgedeeld en loopt van (1) uitsluitend primair onderwijs tot en met (7) een afgesloten universitaire opleiding. Voor de ondervraagde en sibling zijn ook leeftijd en geslacht in de analyse opgenomen. Dit is vooral van belang omdat er een empirische samenhang bestaat tussen leeftijd en opleidingsniveau: deze is ontstaan door de expansie van het onderwijsstelsel in de loop van deze eeuw. Omdat de leeftijd ook van invloed kan zijn op de cultuurdeelname (ouderen zijn volgens deze gegevens actiever dan jongeren⁶), zou veronachtzaming van deze factor de effecten in het model mogelijk vertekenen. Voor geslacht geldt ook dat er een samenhang is met zowel de opleiding als de cultuurdeelname, maar deze is geringer dan bij de leeftijd: vrouwen zijn cultureel actiever dan mannen, maar in doorsnee lager opgeleid.

De drie schalen voor cultuurparticipatie berusten op een aantal vormen van cultureel uitgaangedrag en leesgewoonten. De aard en het aantal van de items zijn niet gelijk tussen de verschillende personen waarop ze betrekking hebben. Over de vader en moeder gezamenlijk beschikken we over zeven items, de respondent is met zes items vertegenwoordigd, en over de sibling zijn vier kenmerken bekend. Deze indicatoren kunnen onderling als functioneel equivalent worden beschouwd, maar zij zijn wat betreft meeteenheden niet vergelijkbaar. Om aan deze onvergelijkbaarheid te ontkomen is het noodzakelijk de meeteenheden met elkaar vergelijkbaar te maken. We hebben gekozen voor het standaardiseren van alle betrokken variabelen om dit voor elkaar te krijgen. In de praktijk betekent dit dat we bij de analyse zijn uitgegaan van de correlatiematrix in plaats van de covariantiematrix tussen de 25 variabelen⁷.

Analyse

Tabel 2 rapporteert de likelihood ratio statistics die behoren bij de verschillende LISREL modellen die gepast zijn op de correlatiematrix tussen de 25 variabelen. Eerst worden een aantal basismodellen (1)-(7) gespecificeerd, die als doel hebben vast te stellen in hoeverre de gegevens kunnen worden gerepresenteerd door een structuur van elf latente variabelen, waarvan er drie (de cultuurdeelname-indexen) een multiple indicator model hebben. Onder (8) volgt dan het Hauser-Mossel siblingmodel.

Tabel 2
Likelihood ratio statistics van lisrel-modellen.

	df	likelihood
(1) Verzadigde correlatiematrix tussen latente variabelen	2366	15.8
(2) (1) + geselecteerde residuele correlaties	2294	56.5
(3) (2) + symmetrie van cultuurdeelname-schalen	239	472.1
(4) (3) + symmetrie wat betreft sekse	246	479.0
(5) (4) + symmetrie wat betreft leeftijd	251	502.3
(6) (5) + symmetrie wat betreft opleiding	255	515.0
(7) (6) + symmetrie tussen vader en moeder	260	521.7
(8) (7) + Hauser-Mossel structuur + $BE_{14,7} = BE_{14,8} = 0$ + $BE_{9,5} = BE_{9,6} = 0$ (geen directe effect van opleiding ouders op familiecomponent) (geen cohortverschillen in culturele socialisatie)	265	529.7

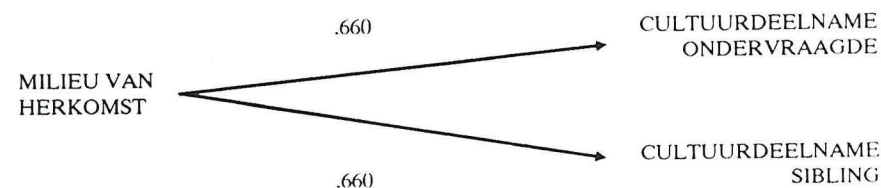
Model (1) veronderstelt een verzadigde correlatiestructuur tussen de latente variabelen van het structurele model: de likelihood ratio statistic van dit model berust derhalve volledig op het meetmodel. De hoogte hiervan wijst uit dat het meetmodel hier en daar wringt. Het ligt voor de hand dat deze problemen deels veroorzaakt worden door residuele correlaties die bestaan tussen indicatoren die qua betekenis dicht bij elkaar liggen. Zo is er een relatief hoge correlatie tussen het kopen en het lezen van boeken (bij respondent en ouders), en tussen het bezoek aan theater en concert (ook bij ouders en respondent, in mindere mate bij de sibling). Een relatief hoge residuele correlatie vinden we voor leeftijd en boeken kopen: jongere mensen kopen meer boeken en hebben vaker ouders die veel boeken kochten. Al deze residuele correlaties laten zich inhoudelijk goed interpreteren. In Model (2) worden deze residuele correlaties vrijgelaten. De likelihood ratio statistic krijgt hierdoor een wat draaglijker aanzien, zij het dat zij statistisch nog significant blijft. Er zijn echter geen inhoudelijk voor de hand liggende punten overgebleven om residuele correlaties toe te laten, noch geeft de grootte van de overblijvende residuen daar veel aanleiding voor. Het patroon van de vrijgelaten residuele correlaties is bij alle volgende modellen gehandhaafd en de toetsgrootheden bij deze modellen kunnen daarom met die van Model (2) worden vergeleken.

Modellen (3)-(6) toetsen of de veronderstellingen van siblingsymmetrie opgaan: is het zo dat de twee siblings als uitwisselbaar kunnen worden beschouwd in de zin dat equivalente variabelen volledig parallelle correlatiepatronen vertonen? Indien respondent en sibling beide random geselecteerd zijn en hun kenmerken op dezelfde manier gemeten, zou dit wel het geval moeten zijn. Op overwegingen van sibling-symmetrie kan worden verwacht dat de correlaties tussen de kenmerken geslacht, leeftijd, opleidingsniveau en cultuurdeelname van de ondervraagde met elkaar en met de andere variabelen (cultuurdeelname en opleidingen ouders) gelijk zijn aan die voor de sibling.

Model (3) toetst dit voor de cultuurdeelname-schalen: de verandering in de toetsgrootte bij het gegeven aantal vrijheidsgraden (15.6/10) wijst erop dat deze veronderstelling houdbaar is. Dat geldt ook voor de veronderstellingen over seksesymmetrie die in Model (4) wordt toegevoegd (6.9/7), maar de effecten van de leeftijd zijn volgens Model (5) niet geheel symmetrisch (23.3/5). Desondanks prefereren de vereenvoudigende veronderstelling van symmetrie. De opleidings-effecten kunnen volgens Model (6) wel zonder bezwaar als symmetrisch worden beschouwd. Ten slotte wordt in Model (7) ter verdere vereenvoudiging onderzocht of alle relaties met vaders opleiding en moeders opleiding als volledig gelijk kan worden beschouwd. Ook dit is een vanuit statistisch oogpunt aanvaardbare stap (6.7/5).

De toetsgrootheden van Model (7) en Model (2) verschillen 65.2 punten van elkaar, bij 31 vrijheidsgraden, hetgeen niet ver van de kritieke waarde op p.01 ligt (deze is 61.1). De in Model (7) veronderstelde symmetrieën blijven daarom in het volgende gehandhaafd.

De onder Model (7) geschatte sibling-symmetrische en ouder-symmetrische correlatiematrix geeft de volgende beschrijvende informatie over de overeenkomst van kenmerken tussen de drie in de analyse betrokken personen. De cultuurdeelname-indices van ondervraagde en sibling correleren .436 met elkaar en .563 met de cultuurdeelname van de ouders. De opleidingen van de siblings correleren .596 met elkaar, en .440 met de opleiding van de vader en van de moeder. Uit deze informatie laat zich eenvoudig afleiden hoe groot de totale invloed van het milieu van herkomst op de cultuurdeelname is. Volgens de redeneerregels van causale modellen ontstaat de correlatie van .436 tussen de beide siblings immers op de volgende wijze:



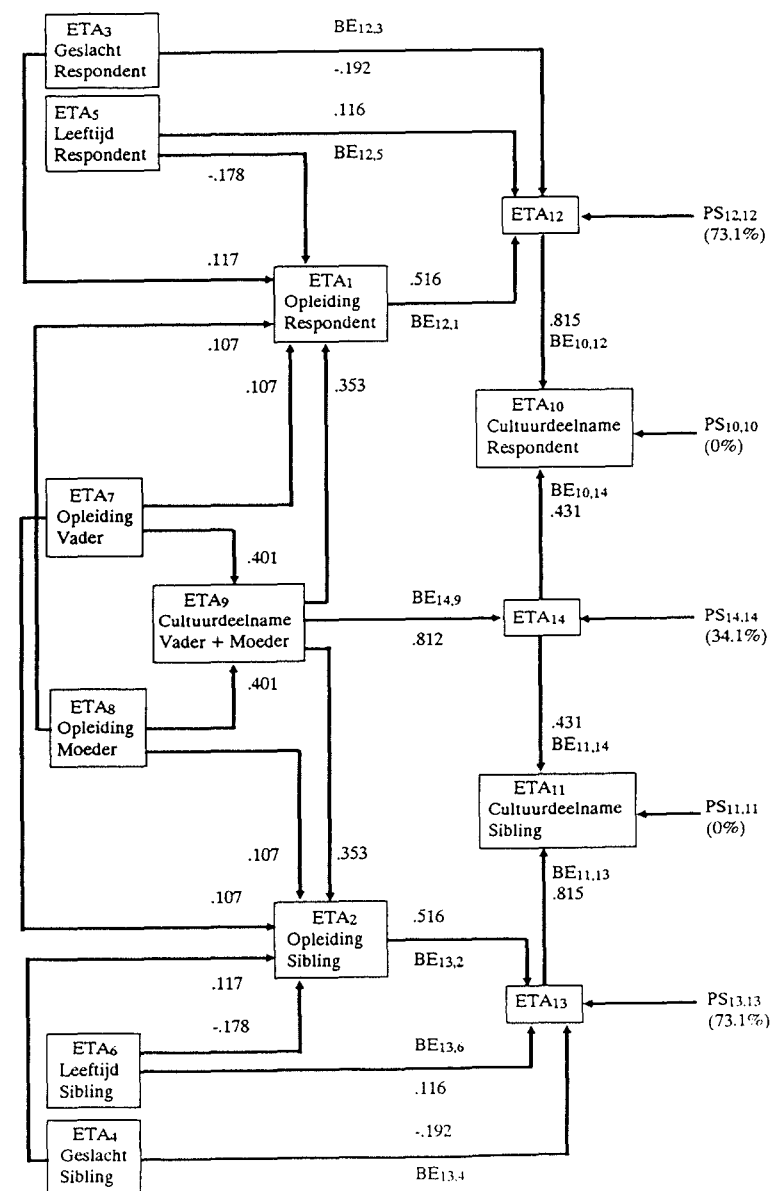
Het totale effect van het milieu van herkomst is de wortel uit .436, dus .660. De aan het milieu van herkomst toe te schrijven variantie bedraagt weer het kwadraat hiervan. Van de totale variantie in cultuurdeelname is derhalve 43.6% gemeenschappelijk tussen siblings.

Deze gemeenschappelijk variantie ontstaat echter niet alleen door de directe invloed van de ouders op de cultuurdeelname van hun beide kinderen. Een andere gemeenschappelijke weg waarlangs het milieu van herkomst de cultuurdeelname beïnvloedt is via de bereikte opleidingshoogte van beide siblings. Een gedeelte van de gemeenschappelijkheid komt *indirect* tot stand, via de opleiding. Evenzo stemmen de siblings in leeftijd overeen, en ook om die reden komt hun cultuurdeelname overeen. Willen we de directe invloed van het milieu van herkomst bepalen, dan is het noodzakelijk de invloed van de overeenstemming in opleidingsniveau en de overeenstemming in leeftijd constant te houden.

We hebben de sibling-symmetrische en ouder-symmetrische correlatiematrix daarom nader geanalyseerd met de Hauser-Mossel structuur die is weergegeven in figuur 1. De cultuurdeelname-scores worden verondersteld te zijn opgebouwd uit twee componenten, een individueel tot stand gekomen component (ETA₁₂ en ETA₁₃), en een in de gemeenschappelijke familie tot stand gekomen component (ETA₁₄). De individuele componenten worden -op voor de beide siblings symmetrische wijze- beïnvloed door de individuele opleidingen (ETA₁ en ETA₂) van de beide siblings, leeftijd (ETA₅ en ETA₆), en sekse (ETA₃ en ETA₄). De familiecomponent wordt verondersteld onder invloed te staan van de culturele activiteit van de ouders (ETA₉). De invloed van de opleiding van beide ouders (ETA₇ en ETA₈) op de familiecomponent verloopt volledig via de culturele activiteit van de ouders. De invloed van het milieu van herkomst in verhouding tot de individuele component wordt weergegeven door de invloeden van deze componenten op de cultuurdeelname-schalen (BE_{10,12}=BE_{11,13} in verhouding met BE_{10,14}=BE_{11,14}). De onverklaarde varianties in deze cultuurdeelname componenten (PS_{12,12}, PS_{13,13}, en PS_{14,14}) geven aan in hoeverre deze componenten worden voorspeld door de gemeten exogene variabelen.

Model (8) past goed bij de data, wanneer we het vergelijken met Model (7) (8/5). De gestandaardiseerde parameterwaarden van dit model staan aangegeven in figuur 1. De belangrijkste getallen zijn hier de verhoudingen tussen BE_{10,12} (.815) en BE_{10,14} (.431), respectievelijk tussen BE_{11,13} en BE_{11,14}, die de verhouding tussen de directe invloed van het ouderlijk gezin en die van de individuele persoonskenmerken aangeven. De directe invloed van het ouderlijk gezin is derhalve te schatten op 53% (.431/.815) van die van de individuele persoonskenmerken. De variantie in de familiecomponent wordt voor 66% bepaald door de culturele activiteit van de ouders, de rest (34%) is onverklaard. De variantie in de individuele componenten van de cultuurdeelname van respondent en sibling wordt voor 27% bepaald door opleiding en leeftijd, de rest (73%) is onverklaard.

Figuur 1
Hauser-Mossel model voor de analyse van siblinggegevens over cultuurdeelname (volledig gestandaardiseerde oplossing Model (8)).



(Niet aangegeven: volledige matrix van correlaties tussen exogene variabelen. Factorloadingen: ETA₉: .556 .524 .656 .641 .549 .758 .845 (Y₉, Y₁₅); ETA₁₀: .613 .518 .689 .411 .557 .796 (Y₁₆, Y₂₁); ETA₁₁: .511 .633 .689 .567 (Y₂₂, Y₂₅). Residuele correlaties: .175 (TE_{16,17}), .274 (TE_{19,20}), .110 (TE_{20,21}), .099 (TE_{22,23}), .237 (TE_{9,10}), -.236 (TE_{5,20} en TE_{6,21}), -.138 (TE_{5,14} en TE_{6,14}).

Tabel 3

Effecten van opleidingsniveau, leeftijd, opleidingsniveau ouders en culturele socialisatie op cultuurparticipatie; gestandaardiseerde effecten van individuele regressie en sibling-analyse.

	Individuele analyse	Regressie-analyse		Siblinganalyse
	A	B.1	B.2	C
sekse	-.222	-.155	-.096	-.155
leeftijd	.077	.095	.111	.095
opleidingsniveau	.545	.510	.518	.421
opleiding ouders	.225	-.206	-	-
cultuurdeelname ouders	-	.510	.359	-
latente gezinsfactor	-	-	-	.431

-.: statistisch niet significant, $p > .05$.

Tabel 3 geeft nog enige extra informatie over de gemodelleerde parameters van het siblingmodel door ze te vergelijken met parameters zoals ze uit een regressie-analyse van de individuele data te voorschijn komen. Net als in het siblingmodel, gebruiken we ook hier de volledige correlatiematrix (voor de respondenten) en corrigeren voor meetonbetrouwbaarheid via een multiple indicator model voor culturele socialisatie en culturele participatie. In vergelijking A worden de individuele kenmerken sekse, leeftijd, opleidingsniveau en opleidingsniveau van de ouders als predictorvariabelen benut. Het opleidingsniveau van de ouders vertegenwoordigt hier het milieu van herkomst. Dit effect is ongeveer 40% van dat van de opleiding van de respondent. De implicaties van het siblingmodel staan opgesomd onder C (de effecten zijn door doorvermenigvuldiging van de coëfficiënten in Figuur 1 verkregen). Vergelijken we de waarden onder A met het siblingmodel onder C, dan valt ten eerste op dat A de invloed van het milieu van herkomst deernlijk onderschat. Tegelijkertijd wordt de invloed van de eigen opleiding overschat. In vergelijking B.1 wordt de schaal voor de culturele socialisatie als extra predictor-variabele voor de familie-achtergrond gebruikt, samen met het opleidingsniveau van de ouders. De invloed van de culturele socialisatie op de cultuurdeelname lijkt groot te zijn en zelfs die van het onderwijsniveau van de ondervraagde te evenaren. Dit berust echter duidelijk op multicollineariteit: het effect van de opleiding van de ouders is negatief. In Model B.2 wordt daarom, evenals in het siblingmodel, alleen de culturele socialisatie als indicator van de familie-invloed gebruikt. Het gestandaardiseerde effect (.359) is enigszins een onderschatting van het familie-effect, zoals bepaald in het siblingmodel (.431). Het effect van de opleiding wordt echter ook door dit model onjuist bepaald. Dramatisch zijn de verschillen tussen model C en model B.2 wellicht niet, maar toch wel de moeite waard.

Conclusie en discussie

Samengevat luiden de conclusies uit het siblingmodel en daarmee het antwoord op onze onderzoeksvragen als volgt. In tegenstelling tot gangbare opvattingen is de formele opleiding niet de overheersende determinant van iemands huidige

culturele participatie. De invloeden van het ouderlijk milieu wegen minstens op tegen de invloed van het genoten onderwijs, zo ze al niet groter zijn. Deze (ongespecificeerde) invloed van het ouderlijk gezin is grotendeels nader te bepalen tot een invloed van de culturele praktijken van de ouders zelf. Het is het voorbeeld dat hier doet volgen. Wanneer men de invloed van de ouders probeert af te meten aan sociaal-structurele achtergrondvariabelen (hun opleiding), levert dat een aanzienlijke onderschatting van het effect van het ouderlijk milieu op. Een specificatie via de culturele praktijken van de ouders levert een behoorlijke verbetering, maar de onderschatting van het totale effect van het milieu van herkomst is nog altijd aanzienlijk. Een gevolg hiervan is voorts dat in de gebruikelijke modellen de invloed van later in het leven tot stand gekomen kenmerken, in het bijzonder de opleiding, overschat wordt.

Wanneer we deze bevindingen vanuit een beïnvloedingsperspectief bekijken, is het van belang te constateren dat zij suggereren dat de beïnvloeding van cultuurparticipatie vanuit het onderwijs een minder triviale zaak is dan men op basis van de op het oog sterke relatie tussen onderwijs en culturele activiteit zou veronderstellen. Volgens onze gegevens is deze relatie in feite voor een groot deel terug te voeren op de achterliggende invloed van het milieu van herkomst, dat zowel de cultuurparticipatie als de behaalde opleidingshoogte bepaalt. De invloed van het milieu van herkomst is nader te bepalen als het voorbeeld van de ouders. Wanneer men de cultuurparticipatie van nieuwe generaties wil bevorderen, lijkt het effectiever een ingang te vinden in het familienetwerk dan in het onderwijs.

Noten

- 1) Een eerdere versie van dit artikel werd gepresenteerd op het jaarlijkse symposium van de NWO-SSCW Werkgemeenschap Verklarende Sociologie, 'Sociale Ongelijkheid en Cultuurdeelname', op 30 november 1989 te Utrecht en gepubliceerd in Verhoeff & Ganzeboom (1991). We danken de redactie van Sociale Wetenschappen, in het bijzonder Jacques Hagenaars, voor de suggesties om de aldaar gepubliceerde analyse te herzien. De hier gepubliceerde analyse wijkt in de volgende opzichten af van die in het eerdere artikel (Ganzeboom & De Graaf 1991). Ten eerste wordt uitgegaan van de oorspronkelijke correlatiematrix tussen alle gemeten indicatoren, terwijl in het eerdere artikel de afzonderlijke indicatoren werden geaggregeerd tot indexen en voor attenuatie werd gecorrigeerd via geschatte betrouwbaarheidscoëfficiënten. Ten tweede verschillen zowel de gebruikte variabelen als het gebruikte lisrel-model in enige details: de invloed van geslacht (respondent en sibling) en de leeftijd van de sibling zijn als controlevariabelen toegevoegd. Ten derde is een iets andere leeftijdsselectie toegepast, namelijk op zowel de leeftijd van de sibling als de respondent. Als consequentie is de hier geanalyseerde groep gemiddeld wat ouder (en omvat minder thuiswonenden) dan in het eerdere artikel.

- 2) In het Nederlands kennen we eigenlijk geen soortgelijke verzamelterm voor broers en zussen (hoewel sommigen van 'brusjes' spreken). We handhaven daarom de Engelse term.
- 3) Om tot de juiste schattingen van de beide componenten te komen is het wel noodzakelijk te veronderstellen dat de cultuurdeelnamescores perfect gemeeten zijn. Indien onbetrouwbaarheid in het spel is, zal de totale correlatie tussen de cultuurdeelnamescores toch nog *onderschat* worden. Het is daarom noodzakelijk om voor onbetrouwbaarheid te corrigeren, hetgeen we in dit artikel doen door het gebruik van een multiple indicator meetmodel voor cultuurdeelname.
- 4) In de originele steekproef bevonden zich, vooral in de leeftijdsgroepen tussen 21 en 60 jaar, relatief veel vrouwen. Deze oververtegenwoordiging is toe te schrijven aan de steekproefprocedure, die voorschreef de thuis aanwezige persoon te interviewen. De herwegingsprocedure is zodanig uitgevoerd dat het totale aantal personen gelijk is gebleven. Vergelijk De Graaf (1987): pp. 139-141.
- 5) De betrokken correlatiematrix kan worden opgevraagd bij de eerste auteur.
- 6) Bij deze uitslag dient men wel te bedenken dat personen van 24 jaar en jonger niet in de analyse zijn opgenomen.
- 7) Het standaardiseren van de variabelen neemt echter niet alle problemen van de onvergelykbaarheid van de cultuurdeelname-variabelen weg. De meetmodellen van de drie cultuurdeelname-schalen blijven van elkaar verschillen, zij hebben verschillende factorladingen en impliceren verschillende communaliteiten. Wanneer men de twee schalen voor de sibilings als parallel wil beschouwen, maakt het ook nog wat uit welke indicator men als identificerende meeteenheid kiest. Om hieraan tegemoet te komen hebben we voor elke schaal hiervoor de indicator voor museumbezoek genomen. In het eerdere artikel (Ganzeboom & De Graaf 1991) hebben we dit probleem van verschillende meetschalen opgelost door niet uit te gaan van de oorspronkelijke indicatoren, maar van geconstrueerde cultuurdeelname-indexen en correctie voor attenuatie toe te passen.

Literatuur

- Bakker, B. (1985),
'Sociaal milieu en cultuurdeelname'. *Mens en Maatschappij* 60: 162-177.
- Bourdieu, P. (1979),
La distinction. Paris: Editions de Minuit.
- DiMaggio, P. (1982),
'Cultural capital and school success: the impact of status culture participation on the grades of U.S. high school students'. *American Sociological Review* 47: 189-201.
- Ganzeboom, H.B.G. (1983),
Beleving van monumenten. Deel II. Wetenschappelijk verslag. Utrecht: Sociologisch Instituut.
- Ganzeboom, H.B.G. (1984),
Cultuur en informatieverwerking. Utrecht: Sociologisch Instituut (dissertatie Rijksuniversiteit Utrecht).
- Ganzeboom, H.B.G. (1988),
Leefstijlen in Nederland. Alphen a/d Rijn: Samsom.
- Ganzeboom, H.B.G. (1989),
Cultuurdeelname in Nederland. Assen: Van Gorcum.
- Ganzeboom, H. en P. de Graaf (1991),
'Culturele socialisatie en culturele participatie'. Pp. 133-157 in: Verhoeff, R. en H.B.G. Ganzeboom (red.) (1991) *Cultuur en publiek*. Amsterdam: SISWO.
- Graaf, P. de (1986),
Sociale achtergrond en vrijetijdsbesteding [databestand]. Utrecht: Vakgroep Empirisch-Theoretische Sociologie.
- Graaf, P.M. de (1987),
De invloed van financiële en culturele hulpbronnen in onderwijsloopbanen. Nijmegen: Instituut voor Toegepaste Sociologie (dissertatie Rijksuniversiteit Utrecht).
- Hauser, R.M. en P.A. Mossel (1985),
'Fraternal resemblance in educational attainment and occupational status'. *American Journal of Sociology* 91: 650-673.
- Hauser, R.M. en W.H. Sewell (1986),
'Family effects in simple models of education, occupational status, and earnings: findings from the Wisconsin and Kalamazoo studies'. *Journal of Labor Economics* 4: 83-115.
- Jager, H. de (1967),
Cultuuroverdracht en concertbezoek. Leiden: Stenfert-Kroese (dissertatie Rijksuniversiteit Utrecht).
- Swaan, A. de (1986),
Kwaliteit is klasse. Amsterdam: Bakker.
- Verhoeff, R. en H.B.G. Ganzeboom (red.) (1991),
Cultuur en publiek. Amsterdam: SISWO.
- Welters, L. en C. Eijkman (1978),
Huren van kunst. Het gebruik van uitleencentra. Den Haag: Ministerie van Cultuur, Recreatie en Maatschappelijk Werk.
- Wippler, R. (1968),
Sociale determinanten van het vrijetijdsgedrag. Assen: Van Gorcum (dissertatie Rijksuniversiteit Groningen).