

Cultuurdeelname en opleiding: een analyse van statusgroep-effecten met diagonale referentiemodellen

Nan Dirk de Graaf en Harry B.G. Ganzeboom*

Summary

Cultural participation and education: An analysis of statusgroup effects by means of diagonal reference models

We test hypotheses about the impact of an individual's education on culture consumption relative to the impact of spouse's and parents' education. Sobel's 'Diagonal Reference Models' are used for modelling this impact. Our analysis of Dutch data of 1977 shows that wives, irrespective of duration of marriage, weigh the influence of their husband's education almost equal to their own education. In case of young husbands the wife has a minor influence, whereas, in case of long duration of marriage the education of the wife is even more important than that of the husband himself. For the intergenerational relationships the main conclusion is that the influence of parents' education is conditional: i.e. in case the respondent's education is lower than parents' education the influence of parents' education is larger than respondent's own education. If, however, the education of the respondent is higher than that of his/her parents, the influence of the parents is negligible. On top of this we also found a status inconsistency effect: respondents with a lower education than their parents show an extra high level of culture consumption.

* Nan Dirk de Graaf is op basis van een KNAW stipendium verbonden aan de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Nijmegen. Harry B.G. Ganzeboom is als NWO Huygensstipendiaat (H50.293) werkzaam bij de Vakgroep Empirisch-Theoretische Sociologie van de Rijksuniversiteit Utrecht. De in dit artikel gerapporteerde analyses werden grotendeels uitgevoerd tijdens verblijven aan de University of Arizona (Tucson) en het Max Planck Institut für Bildungsforschung (Berlijn). Wij bedanken Michael Sobel en Wout Ultee voor gedetailleerde kritiek op een Engelstalige versie van dit artikel en het Centraal Bureau voor de Statistiek en het Steinmetzarchief voor het ter beschikking stellen van de data.

1. Inleiding: cultuurdeelname en statusgroepeffecten

Voor de sociologie van cultuurdeelname is het werk van de Franse toneelschrijver Molière relevant. In zijn 'Le Bourgeois Gentilhomme' worden de eigenaardigheden van de snob Jourdain beschreven. De heer Jourdain, van armoedige afkomst, is recent kapitaalkrachtig geworden en probeert uitdrukkelijk aan te tonen dat hij nu ook behoort tot de maatschappelijke elite. Naast sportieve uitingen (schermen) grijpt hij daartoe naar middelen uit het culturele repertoire: zo omringt hij zich met een filosoof, een muzikleraar, een dansleraar en diverse uitvoerende kunstenaars. Jourdain's uitdrukkelijk vertoon van culturele activiteiten vindt een echo in het gedrag van zijn tegenspeler Dorante, die Jourdain in culturele competentie de baas is. Evenals Jourdain is Dorante sociaal mobiel geweest: hij echter is aan lager wal geraakt en poogt via exploitatie van zijn culturele hulpbronnen zijn voormalige status terug te winnen.

De deelname aan culturele activiteiten is een van de gedragskeuzen die ook in moderne samenlevingen karakteristiek is gebleven voor elites. Systematische waarnemingen over deze vorm van sociale ongelijkheid bestaan in Nederland sinds meer dan dertig jaar (CBS, 1959). Vergelijkingen van gegevens van vroeger en nu laten zien dat er in dit opzicht weinig verandering is opgetreden. Integendeel, zo er al een verschuiving is geweest in de sociale samenstelling van culturele publieksgroepen, dan betreft het een verdere exclusivering van deze groepen (Ganzeboom, 1984; Knulst, 1989).

De scherpe sociale ongelijkheid in cultuurdeelname en de persistentie daarin kan op verschillende manieren verklaard worden (Ganzeboom, 1982a, 1982b, 1989). In dit artikel richten we ons op één van deze mogelijke verklaringen, de statutheorie van cultuurdeelname, en dit is dezelfde theorie die achter het spel van Jourdain en Dorante steekt. Deze theorie doet een beroep op de veronderstelling dat cultuurdeelname bij uitstek een geschikt attribuut is om een sociale positie met een hoog maatschappelijk aanzien te bevestigen of zelfs te verwerven.

Een vergelijking tussen deze op sociale mechanismen berustende verklaring van culturele ongelijkheid met het belangrijkste alternatief, de meer op individuele kenmerken berustende informatietheorie, loopt in eerste instantie niet zo goed af voor de statutheorie (Ganzeboom, 1982a, 1982b). De meest opvallende uitslag van het cultuuronderzoek kan men met de statutheorie niet goed verklaren. Volgens traditionele sociologische theorieën is het beroep bij uitstek de dimensie waarop verschillen in sociaal aanzien samenkomen. Volgens de onderzoeksbevindingen maakt het beroep echter weinig verschil voor cultuurdeelname wanneer de opleiding constant wordt gehouden. Het grote effect van opleiding zou voor een verklaring in termen van culturele vaardigheid pleiten.

In hoeverre echter de opleiding met culturele vaardigheden samenvalt en beroep met het lidmaatschap van een sociale statusgroep, is natuurlijk nog maar de vraag.

Er zijn ook onderzoeksuitslagen die in het voordeel van een statusinterpretatie van de sterke effecten van opleiding op cultuurdeelname pleiten. Het blijkt namelijk dat het cultureel gedrag niet alleen afhangt van de opleiding van de respondent, maar eveneens van de opleiding van personen in diens directe omgeving. Iemands cultureel gedrag blijkt bijvoorbeeld nagenoeg even goed voorspelbaar uit de opleiding van diens partner als uit de eigen opleiding (Ganzeboom, 1982a). Gegeven het alledaagse ervaringsfeit dat aan cultuur, in het bijzonder wanneer het om uitgaansgedrag gaat, in grote meerderheid in gezelschap wordt deelgenomen, zou men wellicht ook niet anders verwachten. Belangrijk is echter dat het sociale karakter van cultuurdeelname moeilijk kan worden teruggevoerd op een verklaring die uitgaat van individueel variërende capaciteiten om culturele informatie te verwerken. Kennelijk is cultuurdeelname inderdaad een punt waarop statusgroepen in hun meest elementaire verbinding zich solidariseren.

De invloed van interactiepartners op de culturele participatie van een persoon beperkt zich overigens niet tot diens partner. Ze geldt ook – zij het in mindere mate – voor de status van vrienden en bekenden, voor broers en zussen en voor de ouders van de primaire respondent (Ganzeboom & De Graaf, 1989). Bij al deze relatievormen gaat op dat er een associatie bestaat tussen de statuskenmerken (met name de opleiding) van de betreffende interactiepartners en het cultureel gedrag van de persoon in kwestie en dat deze associatie niet kan worden teruggevoerd op de sociale status van de primaire onderzoekspersoon. Er is derhalve ruimte voor een statutheorie van cultuurdeelname, waarin cultuurdeelname wordt gezien als een uitingsvorm van een door groepsnormen en sanctionering gereguleerd acculturatieproces.

In dit artikel onderzoeken we de systematische verhouding tussen de invloeden van verschillende betrokkenen op cultuurdeelname. We beperken daarbij de dimensie van sociale status tot die welke volgens eerder onderzoek het meeste gewicht in de schaal legt bij de bepaling van cultuurdeelname: de opleiding. De onderzoeksvraag is de volgende: *Volgens welk patroon en welke sterkte beïnvloeden opleidingen van respondenten, hun partners en hun ouders de cultuurdeelname van de primaire respondent?*

We vatten deze invloeden op als een uitkomst van een door gemeenschappelijke normen gereguleerd acculturatieproces. Het al dan niet deelnemen aan culturele activiteiten is een gedragskeuze die 'hoort bij' het lidmaatschap van een bepaalde statusgroep en waarmee men zich in deze statusgroep sociale waardering verwerft. Daarom hangt het eigen gedrag niet alleen af van de sta-

tuskenmerken van de persoon zelf, maar is een resultante van de eigen statuskenmerken en die van de directe interactiepartners – de personen van wie men het meest intensief en frequent sociale waardering ontvangt. Hoe deze resultante tot stand komt, hangt af van de specifieke constellatie van statuskenmerken die zich in de interactiegroep voordoet. We ontlelen uiteenlopende hypothesen hierover aan klassieke noties over gevolgen van statusinconsistentie en sociale mobiliteit. We veronderstellen daarbij niet alleen dat de *hoogte van de opleiding* van de verschillende interactiepartners een rol speelt, maar ook dat de werking afhangt van de *lengte van de periode* waarin de relatie al bestaat. Onder dit gezichtspunt kijken we naar interacties tussen de leeftijd (als benadering van tijdsduur) en effecten van opleiding. Ten tweede kijken we naar de interacties tussen opleidingseffecten en de seksesamenstelling van een interactiepaar, in de veronderstelling dat in relaties vrouwen minder invloedrijk zijn dan mannen.

De opbouw van het artikel is deze. In paragraaf 2 geven we een verdere uitwerking van hypothesen over statueffecten op cultuurdeelname. In paragraaf 3 doen we het statistische model uit de doeken dat geëigend is om deze invloeden in kaart te brengen. Dit is het aan Sobel (1981, 1985) ontleende niet-lineaire diagonaal referentiemodel (zie ook De Graaf & Ultee, 1987a, 1990), waarin een betere correspondentie bestaat tussen het veronderstelde sociale proces en statistische weergave daarvan, dan in de gebruikelijke lineaire modellen. In paragraaf 4 gaan we in op de meting van de relevante variabelen en de aan het Leefsituatieonderzoek 1977 ontleende data. Paragraaf 5 is gewijd aan de toetsing van de hypothesen en valt uiteen in drie delen. In het eerste deel kijken we naar de combinatie van statuskenmerken van twee huwelijkspartners, in het tweede deel naar de combinatie van opleiding van respondenten en hun ouders en in het derde combineren we de invloed van opleiding van de huwelijkspartners en die van de ouders. In paragraaf 6 besluiten we met het formuleren van conclusies.

2. Hypothesen

Wanneer men ervan uitgaat dat cultuurdeelname het doel dient om zich sociale waardering te verwerven in de eigen statusgroep, dan is een consequentie dat het niveau van cultuurdeelname niet alleen is afgestemd op de eigen statuskenmerken, maar eveneens van de statuskenmerken van degenen met wie men te maken krijgt, in casu de huwelijkspartner en de ouders. Ons uitgangspunt is derhalve de statusgroepphypothese welke stelt dat cultuurdeelname in meerdere

of mindere mate van statuskenmerken van anderen dan de respondent afhankelijk is.

Een tweede groep hypothesen heeft betrekking op de vraag hoe de statuskenmerken van de verschillende betrokken personen combineren, wanneer zij ongelijk van hoogte zijn. Als iemand een hoge opleiding heeft, maar getrouwd is met iemand met een lage opleiding, wiens opleiding zal dan meer bepalend zijn voor het niveau van cultuurparticipatie? We zoeken hierbij het antwoord in het principe van *statusmaximalisatie*. Bij een constellatie van statusfactoren met verschillende hoogte zal men zoveel mogelijk het gedrag verkiezen dat het lidmaatschap van de hoogste statusgroep beklemtoont (zie ook De Graaf & Ultee, 1987a). Dit komt erop neer dat in elke constellatie van statuskenmerken altijd de hoogste van meer invloed is dan de laagste. Toegepast op opleidingen van echtgenoten betekent dit dat de partner met de hoogste opleiding meer bepalend is voor het gedrag dan de partner met de laagste opleiding. Toegepast op verhoudingen tussen respondenten en hun ouders leidt dit ertoe dat sociale stijging ertoe zal leiden dat de opleiding van de ouders van relatief weinig belang is. Alleen bij respondenten die een lagere opleiding hebben dan hun ouders is de hoogte van de opleiding van de ouders doorslaggevend voor de cultuurparticipatie.

Binnen deze statusmaximalisatiehypothesen onderscheiden we vervolgens een zwakke en een sterke variant. De *zwakke variant* van elk van de hypothesen verkrijgen we uit de veronderstelling dat de hoogste van twee statuskenmerken doorslaggevend zal zijn bij het bepalen van iemands cultuurparticipatie. Bij de *sterke variant* veronderstellen we daarenboven een effect van de inconsistentie. Over personen wier status in twijfel kan worden getrokken doordat hun ouders of partner uit een andere statusgroep afkomstig zijn, wordt verondersteld dat zij hun lagere status compenseren door het bij de hogere status behorende gedrag te overdrijven. Toegepast op het geval van cultuurdeelname betekent dit dat personen met een hogere opleiding dan hun ouders, of van wie de partner lager is opgeleid dan zichzelf, meer cultuurdeelname zullen verkiezen dan voor hun niveau van opleiding gangbaar is. Toegepast op situaties waarin de eigen opleiding lager is dan die van de ouders, dan wel van de partner, betekent dit dat de personen met zo'n statusconstellatie meer cultuurparticipatie zullen verkiezen dan voor het niveau van opleiding van de ouders, respectievelijk de partner gebruikelijk is.

Aan deze twee paren hypothesen, over de verwachte patronen van cultuurdeelname voor verschillende constellaties van statuskenmerken, voegen we een derde groep hypothesen toe over de verschillen die optreden tussen de seksengroepen. De veronderstelling van *mannelijke dominantie* staat hierbij centraal. Wat betreft partnerrelaties betekent dit dat vrouwen hun gedrag sterker

aan dat van mannen zullen aanpassen dan andersom. De gelijkkluidende hypothesen voor intergenerationele relaties luidt dat de statuskenmerken van de vader voor de respondent een belangrijker referentie zullen zijn dan de statuskenmerken van de moeder.

Ten vierde toetsen we twee hypothesen over levensloopeffecten. Het is aannemelijk dat naarmate reeds een groter deel van de levensloop verstreken is, wederzijdse aanpassing tussen partners meer heeft plaatsgevonden. Voor wat betreft de intergenerationele statusconstellatie is het aannemelijk dat bij een verder verstreken levensloop de invloed van de ouders afneemt en die van de eigen statuskenmerken toeneemt.

Alle hypothesen staan nog eens schematisch weergegeven in tabel 1.

3. Diagonale referentiemodellen

Om de bovenstaande hypothesen te toetsen gebruiken we diagonale referentiemodellen¹, zoals geïntroduceerd door Sobel (1981, 1985; zie ook De Graaf & Ultee, 1987a, 1990). Deze modellen laten zich het best introduceren als een modificatie van het gebruikelijke model van variantie-analyse, dat in dezelfde terminologie als een *marginale referentiemodel* kan worden benoemd. Voor het geval van twee statusvariabelen met vier categorieën laat het marginaal referentiemodel zich als volgt weergeven:

$M+a_1+b_1$	$M+a_1+b_2$	$M+a_1+b_3$	$M+a_1+b_4$
$M+a_2+b_1$	$M+a_2+b_2$	$M+a_2+b_3$	$M+a_2+b_4$
$M+a_3+b_1$	$M+a_3+b_2$	$M+a_3+b_3$	$M+a_3+b_4$
$M+a_4+b_1$	$M+a_4+b_2$	$M+a_4+b_3$	$M+a_4+b_4$

Veronderstellen we ongecorreleerde onafhankelijke variabelen i en j , dan komt het marginale referentiemodel erop neer dat de score in elk van de combinaties van statuskenmerken een som is van twee constanten, die ontleend worden aan de (marginale) gemiddelden van i en j . Het model kan eenvoudig worden uitgebreid met covariaten. Dit model gebruikt in een 4×4 -tabel 7 (= $3+3+1$) vrijheidsgraden om de celgemiddelden te modelleren.

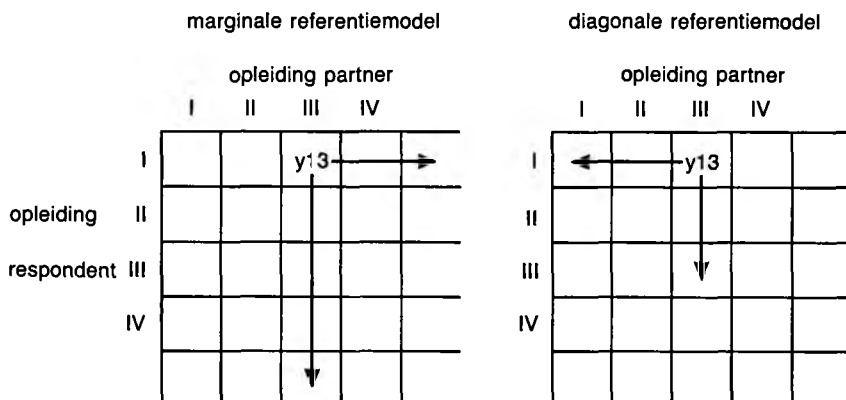
Inhoudelijk komt een marginaal referentiemodel neer op de veronderstelling dat de twee onafhankelijke variabelen elk afzonderlijk op de afhankelijke variabele van invloed zijn. Interpreteren we dit als de veronderstelling dat het gebruikelijke gedrag in twee statusgroepen samen het gedrag van de persoon met de betreffende statusconstellatie bepaalt, dan komen we op een twijfelachtige voorstelling van zaken terecht. Zo zou het betekenen dat het gemiddeld cultu-

Tabel 1. Overzicht van hypothesen over statusgroepeffecten op cultuurdeelname

1. <i>Algemene statusgroeiphypothese:</i>	
Iemands cultuurdeelname hangt af van (a) zijn/haar opleiding, (b) de opleiding van zijn of haar partner, en (c) de opleiding van zijn of haar ouders	
a. In huwelijksrelaties:	b. In intergenerationele relaties:
2. <i>Statusmaximalisatiehypothese:</i>	
Stijging: 2aS. Personen die getrouwd zijn met een partner met een hogere opleiding dan zichzelf zullen dit benadrukken door een niveau van cultuurdeelname te kiezen overeenkomstig of zelfs hoger dan gebruikelijk is voor de opleidingscategorie van de partner.	2bS. Personen met een hogere opleiding dan hun ouders zullen dit benadrukken door een niveau van cultuurdeelname te kiezen overeenkomstig of zelfs hoger dan gebruikelijk in hun eigen opleidingscategorie.
Daling: 2aD. Personen die getrouwd zijn met een partner met een lagere opleiding dan zichzelf zullen een niveau van cultuurdeelname kiezen overeenkomstig met of zelfs hoger dan gebruikelijk voor de eigen opleidingscategorie.	2bD. Personen met een lagere opleiding dan hun ouders zullen een niveau van cultuurdeelname kiezen in overeenstemming met of hoger dan gebruikelijk in de opleidingscategorie van hun ouders.
3. <i>Mannelijke dominantiehypothese</i>	
3a. Vrouwen passen hun niveau van cultuurdeelname meer aan bij hetgeen gebruikelijk is in de opleidingscategorie van hun echtgenoot dan mannen hun niveau van cultuurdeelname aanpassen aan hetgeen gebruikelijk is in de opleidingscategorie van hun echtgenote.	3b. De invloed van vaders opleiding op het niveau van cultuurdeelname is groter dan de invloed van moeders opleiding.
4. <i>Acculturatiehypothese</i>	
4a. Naarmate een persoon langer getrouwd is, des te meer wordt zijn of haar cultuurdeelname afgestemd op de opleiding van de partner, tot op het punt waarop deze even belangrijk is als de eigen opleiding.	4b. Naarmate een persoon ouder wordt, des te minder wordt diens cultuurdeelname bepaald door de opleiding van de ouders en des te meer door de eigen opleiding (en die van de partner).

reel gedrag van alle personen met een bepaalde opleiding als referentie fungeert, ook al heeft dat gemiddelde zowel betrekking op personen die consistent bij deze categorie behoren als personen die daar slechts wat betreft één kenmerk bijhoren. Dat past niet goed bij het idee dat er sprake is van een karakteristiek gedrag voor een statusgroep. Een ander probleem bij het marginale referentiemodel is dat, hoewel het mogelijk is om interactie-effecten in het model te introduceren, het niet eenvoudig is om deze sociologisch te interpreteren. Effecten van sociale stijging of daling (de mate waarin de ene onafhankelijke variabele de andere overtreft) laten zich met dit model zelfs in het geheel niet schatten, omdat deze term lineair afhankelijk is van de hoofdeffecten. Voor onze toepassing is het tenslotte belangrijk aan te tekenen dat het marginale referentiemodel geen gebruik maakt van de informatie dat de onafhankelijke variabelen identiek gecodeerd zijn.

Sobel (1981) introduceert een model dat substantieel beter past bij de situatie waarin verondersteld wordt dat de geobserveerde score in een combinatie van statuscategorieën voortspuit uit een oriëntatie op het gebruikelijk gedrag in elk van die statuscategorieën. Terwijl het marginale referentiemodel veronderstelt dat men zich oriënteert op de marginale gemiddelden van elk van de statuscategorieën, veronderstellen *diagonale referentiemodellen* dat men zich bij de keuze van het eigen gedrag oriënteert op het niveau van culturele consumptie dat karakteristiek is voor de statusgroepen waarin de combinatie van kenmerken consistent is, dat wil zeggen het gedrag dat door de personen op de diagonaal van de tabel wordt vertoond.



Figuur 1.

Schematisch kan men het verschil tussen het marginale referentiemodel en het diagonale referentiemodel voor een respondent met alleen een lagere-schoolopleiding (categorie I) en een partner met bijvoorbeeld een MAVO opleiding (categorie III) weergeven als in figuur 1.

Voor alle cellen kunnen we Sobels diagonale referentiemodel als volgt weergeven:

u_{11}	$p.u_{22}+(1-p).u_{11}$	$p.u_{33}+(1-p).u_{11}$	$p.u_{44}+(1-p).u_{11}$
$p.u_{11}+(1-p).u_{22}$	u_{22}	$p.u_{33}+(1-p).u_{22}$	$p.u_{44}+(1-p).u_{22}$
$p.u_{11}+(1-p).u_{33}$	$p.u_{22}+(1-p).u_{33}$	u_{33}	$p.u_{44}+(1-p).u_{33}$
$p.u_{11}+(1-p).u_{44}$	$p.u_{22}+(1-p).u_{44}$	$p.u_{33}+(1-p).u_{44}$	u_{44}

In formulevorm:

$$y_{ijk} = p.(u_{ii}) + (1-p).(u_{jj}) + E_{ijk} \quad (1a)$$

$$0 \leq p \leq 1 \quad (1b)$$

In deze formule is y_{ijk} de waarde van de afhankelijke variabele. Er zijn k observaties voor cel ij . Subscript i verwijst naar de opleiding van de respondent en j bijvoorbeeld naar de opleiding van de partner. E_{ijk} is een stochastische error-term met 0 als verwachte waarde. u_{ii} en u_{jj} zijn populatie-gemiddelden in cel ii (de diagonaalcel voor de referentie van de categorie van de respondent) en cel jj (de diagonaalcel voor de referentie van de andere onafhankelijke variabele) van de tweedimensionale tabel. In bovenstaand voorbeeld worden 4 parameters ($u_{11} - u_{44}$) geschat welke de populatiegemiddelden van de diagonale referentiecategorieën representeren. Voor de observaties buiten de diagonaal worden twee referentiewaarden gegeven. De eerste is de verwachte cultuurdeelname van de respondents onderwijscategorie u_{ii} gewogen met p , en de tweede is de verwachte cultuurdeelname van de partners onderwijscategorie u_{jj} gewogen met $(1-p)$. Restrictie (1b) zorgt ervoor dat beide referentiegewichten als proporties worden geschat, zodat men weet in hoeverre de respondent diens onderwijsniveau meer benadrukt dan dat van de partner. Model 1a-1b is echter een niet-lineair model. Om het te schatten moet men een beroep doen op niet-lineaire regressietechnieken.

Diagonale referentiemodellen kunnen op vergelijkbare wijze als marginaal referentiemodellen met covariaten (controlevariabelen) worden uitgebreid (vgl. De Graaf & Ultee, 1987b). Indien we de covariaten niet in de beschouwing betrekken dan blijkt dat het diagonale referentiemodel een zuiniger model is dan het marginale referentiemodel, aangezien het diagonale referentiemodel

2 vrijheidsgraden minder nodig heeft voor een 4×4 tabel: 4 voor de diagonaal en 1 voor het gewicht p . In dit artikel zullen we elke hypothese modelleren met behulp van het design van de diagonale referentiemodellen. Onze eerste hypothese, de statusgroephypothese, wordt daarbij weergegeven door model (1a). De modelleringen voor statusmaximalisatie (inclusief effecten van sociale stijging en daling), mannelijke dominantie, en acculturatie zullen we nu uitwerken.

Statusmaximalisatie: aanpassing aan hoogste status

Een zuinig model dat de zwakke variant van de statusmaximalisatiehypothese weergeeft is door De Graaf en Ultee (1987a) geïntroduceerd. Dit is een model dat de weegfactor p , in geval de respondent een lagere opleiding heeft dan de partner (of ouders), eenvoudig omkeert:

$$y_{ijk} = p \cdot u_{ii} + (1-p) \cdot u_{jj} + E_{ijk} \text{ als } ROP > POP; \quad (2a)$$

$$y_{ijk} = (1-p) \cdot u_{ii} + p \cdot u_{jj} + E_{ijk} \text{ als } ROP < POP; \quad (2b)$$

waarbij: ROP = opleiding respondent; POP = opleiding van partner

In vergelijking (2b) zijn parameter p en z 'n inverse $(1-p)$ omgedraaid ten opzichte van (2a). Hierdoor gebruikt ook dit model niet meer dan 5 vrijheidsgraden.²

Bij de sterke variant van statusmaximalisatie zijn er effecten die bovenop de voorgaande modellering een nog grotere mate van cultuurdeelname voorspellen. Hiertoe kunnen we de modellen uitbreiden met (semi-)continue contrasten tussen i en j . Verschillende versies van deze contrasten, die juist de door Molière ingevoerde types belichamen, zullen in paragraaf 5.B aan de orde komen.

Conditionele referentie-effecten: sekse- en leeftijdseffecten

De voorspelling dat mannen hun eigen opleiding meer laten meetellen dan vrouwen hun eigen opleiding meetellen (hypothesen 3 en 4) kan als volgt worden gemodelleerd:

$$y_{ijk} = (p + \delta p \cdot \text{seks}) \cdot (u_{11}) + ((1-p) - \delta p \cdot \text{seks}) \cdot (u_{jj}) + E_{ijk} \quad (3)$$

Deze vergelijking heeft als restrictie dat het effect van de conditionerende variabele sekse (δp) wordt opgeteld bij gewicht p en afgetrokken van gewicht $(1-p)$. De term $(p + (1-p))$ sommeert dan nog steeds tot 1 voor zowel mannen

als vrouwen. Daarom kunnen p en $(1-p)$ nog steeds als relatieve gewichten worden geïnterpreteerd. In plaats van sekse kan dit model uiteraard met leeftijd uitgebreid worden.

4. Data

In dit artikel analyseren we gegevens uit het Leefsituatiesurvey 1977 van het Centraal Bureau voor de Statistiek (1977). Het oorspronkelijke bestand bevat 4159 eenheden. Onze analyses beperken zich echter tot 2408 respondenten met een geldige score op alle door ons gebruikte variabelen. 28.7% van de ondervraagden zijn weggelaten vanwege het feit dat zij geen partner hadden, 5.7% is weggelaten vanwege een selectie van respondenten tussen 25 en 74 jaar, en de laatste 7.8% is weggelaten vanwege ontbrekende waarden op een van de gebruikte variabelen.

De opleiding is gecodeerd in vier categorieën: (1) LO en VGLO; (2) LBO; (3) MULO, MAVO, MBO; (4) HAVO, VWO, HBO, WO. De indeling in vier categorieën wordt ingegeven door de restrictie dat de diagonaalcellen voldoende gevuld moeten zijn, alsook doordat bij deze vierdeling de opleidingsverdeling tussen respondenten en hun ouders geheel vergelijkbaar is.

De afhankelijke variabele cultuurdeelname is geconstrueerd als een index van zes indicatoren: theater- en concertbezoek, museumbezoek, historische monumenten bekijken, bioscoopbezoek, lezen van boeken en bibliotheeklidmaatschap. De indexvariabele telt het aantal keren dat de respondent participeert in één van de betreffende vormen van cultuur. De betrouwbaarheid van de indexvariabele bedraagt .691 (Kuder-Richardson coëfficiënt voor dichotome data). De verdeling is enigermate scheef met een overrepresentatie van respondenten die nergens participeren (19%) en een onderrepresentatie van respondenten die aan alle activiteiten deelnemen (5%).

5. Toetsing van de hypothesen

De parameters van de gebezigde modellen worden geschat met behulp van het niet-lineaire regressieprogramma 3R van BMDP.³ De geneste modellen worden vergeleken met behulp van een standaard likelihood ratio test. De likelihood ratio L wordt als volgt berekend (Sobel 1981, 1985): $L = (rms_1/rms_2)^N$. Hierbij is rms_1 de 'residual mean square' in het algemenere model en rms_2 de 'residual mean square' van het daarin geneste model; N is de steekproefgrootte. Uitgaande van het feit dat $-2 \log(L)$ een asymptotische $CHI^2(r)$ verdeling heeft,

waarbij r het aantal additionele parameters in het algemenere model betreft kunnen we deze toetsgrootheid gebruiken voor modelvergelijking.

We delen de analyse in drie gedeelten op. Als eerste modelleren we hypothesen over de respondent en diens partner. Vervolgens testen we hypothesen over de respondent en diens ouders. Tot slot zullen we simultaan alle gehypothetiseerde effecten modelleren.

A. Partner-effecten

Het eerste gedeelte betreft het effect van de opleiding van de partner op cul-

Tabel 2. Geneste diagonale referentiemodellen voor de invloed van de opleidingen van de respondent en diens partner op de cultuurdeelname van de respondent

	NDF	RMS	CHI	
A. Marginaal referentiemodel: ROP + POP + controls	11	2.21701		
B. Additief diagonaal referentiemodel: [p.ROP + (1-p).POP] + controls	9	2.21686		
C. Aanpassing aan de hoogste opleiding: [p.ROP + (1-p).POP] + controls als ROP > POP [(1-p).OP + p.POP] + controls als ROP < POP	9	2.22328		
D. Aanpassing aan de hoogste opleiding, met verschillende gewichten boven en onder diagonaal: [p1.ROP + (1-p1).POP] + controls als ROP > POP [(1-p2).ROP + p2.POP] + controls als ROP < POP	10	2.21746	C-D B-D	12.6 ns
E. Aanpassing aan opleiding van de man: [(p+ δ_p .SEX).ROP + ((1-p)- δ_p .SEX).POP] + contr	10	2.21286	B-E	8.7
F. Leeftijdsafhankelijke aanpassing: [(p+ δ_p .LFT).ROP + ((1-p)- δ_p .LFT).POP] + contr	10	2.21558	B-F	2.8
G. Aanpassing aan opleiding van de man, specifiek voor leeftijdsgroepen: [(p+ δ_{1p} .SEX+ δ_{2p} .LFT+ δ_{3p} .SEX*LFT).ROP + ((1-p)- δ_{1p} .SEX- δ_{2p} .LFT- δ_{3p} .SEX*LFT).POP] + contr	12	2.20953	E-G F-G	7.3 13.1

a. ROP: Respondents opleiding; POP: Partners opleiding; SEX: sekse, 0=vrouwen, 1=mannen
LFT, leeftijd van 1 (25-34 jaar) tot 5 (65-74 jaar). Alle modellen, behalve A, bevatten vier parameters ($u_{11} - u_{44}$) voor de referentie cellen op de diagonaal, en vier β coëfficiënten voor de controlevariabelen: SEX, LFT, MOP (moeders opleiding) en VOP (vaders opleiding).

Tabel 3. Parameters van de diagonale referentiemodellen gepresenteerd in tabel 1. Standard errors tussen haakjes

	B	C	D	E	F	G
u_{11}	0.935 (.132)	.947 (.134)	.953 (.133)	.915 (.131)	.929 (.131)	.868 (.133)
u_{22}	1.523 (.115)	1.550 (.119)	1.541 (.119)	1.527 (.115)	1.539 (.115)	1.524 (.115)
u_{33}	2.497 (.123)	2.529 (.132)	2.524 (.131)	2.476 (.123)	2.483 (.123)	2.440 (.123)
u_{44}	3.682 (.170)	3.687 (.180)	3.719 (.180)	3.625 (.169)	3.691 (.170)	3.598 (.169)
β_1 LFT	-.050 (.026)	-.049 (.026)	-.050 (.026)	-.052 (.026)	-.048 (.026)	-.038 (.027)
β_2 SEX	.257 (.063)	.218 (.061)	.258 (.063)	.259 (.063)	.251 (.063)	.257 (.063)
β_3 VOP	.090 (.044)	.099 (.044)	.089 (.044)	.091 (.044)	.091 (.044)	.093 (.044)
β_4 MOP	.168 (.054)	.169 (.055)	.165 (.054)	.172 (.054)	.166 (.054)	.168 (.054)
p ROP	.594	.479 ^a	.567 ^b	.675	.694	.900
(1-p) POP	.406 (.035)	.521 ^a (.046)	.433 ^b (.057)	.325 (.051)	.306 (.073)	.100 (.108)
p_2 ROP			.621 ^c			
(1-p ₂) POP			.379 ^c (.057)			
δ_p (P)ROP*SEX				-.167 (.073)		-.399 (.153)
δ_p (P)ROP*LFT					-.043 (.027)	-.093 (.039)
δ_p (P)ROP*SEX*LFT						.096 (.057)

a. De coëfficiënt .479 verwijst naar ROP als ROP > POP en naar POP als ROP < POP. De coëfficiënt .521 verwijst naar POP als ROP > POP en naar ROP als ROP < POP.

b. Als ROP > POP.

c. Als ROP < POP.

tuurconsumptie van de respondent. Tabel 2 geeft een serie van vergelijkingen voor dit probleem. De parameterschattingen worden weergegeven in tabel 3. Elk model in tabel 2 heeft 4 covariaten: leeftijd, sekse, opleiding vader en opleiding moeder.⁴

Het eerste model A is niet een diagonaal referentiemodel, maar het klassieke 'marginale referentie-'model. Het opnemen van dit model is bedoeld om te illustreren dat het diagonale referentiemodel zuiniger is en extra goed bij de data past. Model A gebruikt 11 vrijheidsgraden: 1 voor het algemene effect, 4 voor

de controlevariabelen en drie voor de marginale referentiecategorieën.

Model B betreft het basis diagonale referentiemodel. Het model gebruikt 9 vrijheidsgraden: 4 voor de diagonaalcellen, 1 voor het relatieve gewicht van de opleiding van de respondent en de opleiding van de partner, en 4 voor de covariaten. De fit van dit model is beter dan de fit van model A. Indien we de modellen als genest beschouwen (vergelijk Hendrickx e.a., 1990), dan is een toets overbodig, aangezien de residual mean square voor model B lager is dan voor model A.

De diagonaal schattingen u_{11} tot en met u_{44} in kolom B van tabel 3 laten zien dat het niveau van cultuurdeelname sterk omhoog gaat met de opleiding. Ook de opleidingen van de vader en de moeder hebben een positieve en significante (5% niveau) invloed op cultuurconsumptie. Dit resultaat confirmeert de algemene *statusgroefhypothese 1*. De geschatte gewichten voor de respondent en de partner in model B bedragen 0.594 voor de respondent en 0.406 ($=1-0.594$) voor de partner. De asymptotische standaarddeviaties van het gewicht p is 0.035, hetgeen duidelijk maakt dat de gewichtscoefficiënt substantieel van zowel 0 als 0.5 afwijkt. Een andere conclusie is dat vrouwen meer dan mannen en jongeren meer dan ouderen deelnemen aan cultuur.

Model C modelleert de zwakke versies van de *statusmaximalisatiehypothese* (hypothese 2aS en 2aD). Het modelleert een aanpassingsproces tussen beide partners waarbij de respondent vooral refereert aan de opleiding van de partner, indien deze hoger is dan de eigen opleiding. In het geval dat de eigen opleiding hoger is dan die van de partner, zal de respondent vooral refereren aan de eigen opleiding. De residual mean square van model C laat echter zien dat dit model slechter bij de data past dan het basismodel, en kolom C in tabel 3 laat zien dat in alle gevallen de eigen opleiding een belangrijkere rol speelt.

Een minder restrictieve versie van model C is model D, welke een extra parameter gebruikt voor de respondenten boven de diagonaal en respondenten onder de diagonaal. De CHI^2 vergelijking laat zien dat dit model het weliswaar significant beter doet dan model C maar niet dan model B. We moeten daarom de hypothesen over statusmaximalisatie voor de homogamiecontext verwerpen.

De volgende hypothese die we gaan testen is *mannelijke dominantiehypothese 3*, welke stelt dat een vrouw zich meer aan zal passen aan haar man dan andersom. Model E test deze hypothese op een analoge wijze als bij multiplicatieve termen in een regressievergelijking: de aanpassingscoëfficiënten worden apart gemodelleerd voor de mannelijke en de vrouwelijke respondenten (zie vergelijking 3). Model E gebruikt één parameter meer dan basismodel B. De winst in CHI^2 bedraagt 8.7, hetgeen ertoe leidt dat we model E prefereren boven model B ($\alpha < 0.05$). De parameters in kolom E van tabel 3 impliceren

dat het gewicht voor de respondents eigen opleiding 0.675 bedraagt voor mannen en 0.508 ($0.675 - 0.167$) voor vrouwen. Dit resultaat bevestigt onze hypothese: mannen passen hun cultureel gedrag minder aan aan dat van hun (vrouwelijke) partner dan vrouwen zich aan hun (mannelijke) partner aanpassen.

Model F modelleert verschillende aanpassingsgewichten voor leeftijdsgroepen, waarbij de leeftijd varieert tussen 1 (25-34 jaar) tot 5 (65-74 jaar). We veronderstellen hierbij dat leeftijd een goede indicatie is voor de duur van het huwelijk. De structuur van model F is gelijk aan het voorgaande model, met als enig verschil dat de multiplicatieve term nu refereert aan intervallen van 10 jaar. Het model veronderstelt dat het relatieve gewicht van respondents en partners opleiding lineair varieert met de leeftijd (hypothese 4a). De coëfficiënten in kolom F van tabel 3 impliceren dat voor ouderen het gewicht van de opleiding van de respondent lager is en, als consequentie, dat het gewicht van de opleiding van de partner hoger is. De toetsgrootte laat echter zien dat de verbetering van het model (1 df; 2.8 χ^2) slechts significant is op het 10% niveau.⁵

Tot slot combineren we de geleidelijke acculturatiehypothese met de mannelijke dominantiehypothese. Deze combinatie resulteert in de voorspelling dat in de loop van het huwelijk de invloed van de partners opleiding meer toeneemt voor vrouwen dan voor mannen. Model G test dit derde-orde interactie-effect. De geneste modelvergelijking in tabel 2 laat zien dat model G tot een significante verbetering leidt vergeleken met modellen E en F. De parameterschattingen in kolom G van tabel 3 kunnen als volgt worden geïnterpreteerd. De jongste mannen wegen hun opleiding met $(0.900 - 1 \cdot 0.093 =) 0.807$ en die van hun partner met $(1 - 0.807 =) 0.193$; de oudste mannen wegen hun opleiding met $(0.900 - 5 \cdot 0.093 =) 0.435$ en die van hun partner met 0.565. Met andere woorden, de vrouwelijke partners krijgen steeds meer invloed tijdens het huwelijk. De jongste vrouwelijke respondenten wegen hun eigen opleiding met $(0.900 - 0.399 - 1 \cdot 0.093 + 1 \cdot 0.096 =) 0.504$ en de opleiding van hun partner met 0.496. De oudste vrouwengroep weegt hun eigen opleiding met $(0.900 - 0.399 - 5 \cdot 0.093 + 5 \cdot 0.096 =) 0.516$ en de partner met 0.484. De acculturatie in het huwelijk verschilt tussen de seksen, maar wijst in het geheel niet in de richting van mannelijke dominantie. Uitgaande van een levensloopinterpretatie is de conclusie dat voor mannen de invloed van hun partners opleiding toeneemt, terwijl dat voor de vrouwelijke respondenten haast niet verandert.⁶

B. Effecten van de opleidingen van de vader en de moeder

We zullen nu aandacht besteden aan opleidingseffecten van de ouders. De modellen die de betreffende hypothesen uit tabel 1 testen staan in tabel 4 en de parameterschattingen zijn weergegeven in tabel 5. Een verschil met de voorgaande

Tabel 4. Geneste diagonale referentiemodellen voor de invloed van de opleiding van de respondent en diens vader en moeder op de cultuurdeelname van de respondent^a

	NDF	RMS		CHI ²
A. Marginaal referentiemodel: ROP + VOP + MOP + controls	13	2.21657		
B. Additief diagonaal referentiemodel: [p.ROP + q.VOP + (1-p-q).MOP] + controls	9	2.21843		
C. Gelijke effecten van vader en moeder: [(1-p).ROP + .5*p.VOP + .5*p.MOP] + controls	8	2.21814	B-C	ns
D. Leeftijdsspecifieke modellering: [(1-p+ δ p.LFT).ROP + (.5*p - δ p.LFT).VOP + .5*(p - δ p.LFT).MOP] + controls	9	2.21791	C-D	0.5
E. Invloed van de hoogste opleiding: als ROP > OOP: [p.OP + .5*(1-p).VOP + .5*(1-p).MOP] + controls als ROP < OOP: [(1-p).ROP + .5*p.VOP + .5*p.MOP] + controls	8	2.21789		
F. Invloed sociale stijging: [(1-p).ROP + .5*p.VOP + .5*p.MOP] + controls + β .STIJGING	9	2.21835		
G. Invloed sociale daljing: [(1-p).ROP + .5*p.VOP + .5*p.MOP] + controls + β .DALING	9	2.21499	C-G E-G	6.8 6.3

a. ROP: Respondents opleiding; POP: partners opleiding; OOP: ouders opleiding; RND((VOP + MOP)/2); SEX: sekse, 0=vrouwen, 1=mannen; LFT, leeftijd, 1=25-34 jaar .. 5=65-74 jaar. Alle modellen, behalve A, schatten vier parameters ($u_{111} - u_{444}$) voor de referentiecellen op de diagonaal, en drie β coëfficiënten voor de controle variabele: SEX, LFT, en POP (partners opleiding).

de analyse is dat nu de opleiding van de partner als covariaat is opgenomen. Een ander belangrijk verschil is dat het design van de modellen niet langer tweedimensioneel is, maar driedimensioneel (vgl. Ultee, De Graaf & Van Puijenbroek, 1988, 1989). De referentiecategorisën worden nu gevormd door de consistenten op alle drie de opleidingsvariabelen: opleiding van de respondent, vader en moeder. Voor personen buiten de diagonaal worden drie referentiegroepen onderscheiden. Ten eerste de verwachte cultuurdeelname van 'respondents' referentiecategorie gewogen met p. Ten tweede, de verwachte cultuurdeelname van 'vaders' referentiecategorie gewogen met q en, ten derde, de verwachte cultuurparticipatie voor 'moeders' referentiecategorie gewogen met

Tabel 5. Parameters van de diagonale referentiemodellen in tabel 4. Standard errors tussen haakjes

	B	C	D	E	F	G
u_{111}	.779 (.126)	.785 (.126)	.767 (.127)	.740 (.114)	.765 (.126)	.761 (.126)
u_{222}	1.255 (.136)	1.245 (.135)	1.247 (.136)	1.159 (.120)	1.226 (.146)	1.196 (.133)
u_{333}	2.131 (.163)	2.112 (.161)	2.128 (.162)	1.977 (.143)	2.100 (.168)	2.018 (.163)
u_{444}	3.256 (.208)	3.217 (.202)	3.262 (.207)	3.030 (.172)	3.234 (.208)	3.118 (.207)
β_1 LFT	-.046 (.026)	-.048 (.026)	-.042 (.027)	-.041 (.025)	-.046 (.026)	-.045 (.026)
β_2 SEX	.262 (.063)	.262 (.063)	.263 (.063)	.269 (.063)	.265 (.063)	.265 (.063)
β_3 POP	.367 (.037)	.367 (.037)	.368 (.037)	.369 (.031)	.366 (.037)	.365 (.037)
p ROP	.665 (.052)					
q VOP	.120 (.057)					
$(1-p-q)$ MOP	.215					
$(1-p)$ ROP		.674 (.052)	.662 (.051)	.754 ^a (.062)	.581 (.122)	.736 (.064)
p VOP		.163 (.052)	.169 (.051)	.123 ^a (.062)	.209 (.122)	.132 (.064)
p MOP		.163 (.052)	.169 (.081)	.123 ^a (.062)	.209 (.122)	.132 (.064)
δp M(V)OP*SEX						
δp M(V)OP*LFT			-.025 (.022)			
β STIJGING					.080 (.097)	
β DALING						.289 (.137)

a. De coëfficiënten hebben betrekking op de situatie waarin de opleiding van de respondent hoger is dan die van de ouders. Ingeval de opleiding van de respondent lager is, zijn deze coëfficiënten voor de modellen F en J: voor ROP .246; voor vader en moeder beide .377.

$(1-p-q)$. De restrictie is dat zowel p , q als $(1-p-q)$ binnen het 0,1 interval liggen. Deze restrictie zorgt ervoor dat de effecten van de opleidingen van de respondent, de vader en de moeder als proporties vergeleken kunnen worden.

Het eerste model is, evenals bij de voorgaande analyse, het marginale referentiemodel. Het verschil in vrijheidsgraden met het basis diagonale referentiemodel B is nu nog groter, aangezien basismodel B 4 vrijheidsgraden minder gebruikt. Alle modellen hebben leeftijd, sekse en opleiding partner als covariaten. Kolom B in tabel 5 laat zien dat cultuurdeelname ook nu sterk omhoog gaat met de opleiding in de referentiecategorieën. Opnieuw blijkt sekse een positief en leeftijd een negatief effect uit te oefenen: vrouwen en jongeren zijn cultureel actiever dan mannen en ouderen. De opleiding van zowel de vader als de moeder blijkt een significante (q en $(1-p-q)$) bijdrage te leveren aan de bepaling van het niveau van cultuurdeelname. De coëfficiënten $q(0.120)$ en $1-p-q(0.215)$ suggereren dat de opleiding van de moeder belangrijker is dan die van de vader. Dit resultaat is in tegenspraak met de mannelijke dominantiehypothese 3b.

Dit resultaat geeft aanleiding om eerst te toetsen of het verschil in effect daadwerkelijk significant is. In model C worden hiertoe de gewichten van de opleidingen van beide ouders aan elkaar gelijk gesteld. Hierdoor wordt 1 vrijheidsgraad gewonnen. We zien in model C uit tabel 4 dat de gewichten van de vader en de moeder zijn geschaald met 0.5. Zodoende handhaven we de restrictie dat de gewichten van de vader, moeder en respondent nog steeds optellen tot 1: $((1-p) + 0.5*p + 0.5*p = 1; \text{ als } 0 \leq p \leq 1)$. Vergelijking met model B leert ons dat 'residual mean square' van model B hoger is dan van model C, waardoor het toevoegen van een extra parameter in model B om een verschil in effect tussen vader en moeder aan te geven niet significant is. Daarom zullen we nu de effecten van beide ouders in het vervolg als gelijke gewichten modelleren. We moeten echter ook nu concluderen dat, gegeven de gelijke gewichten, de mannelijke dominantiehypothese 3b niet opgaat.⁷

Uit de resultaten van model D blijkt dat tevens het *leeftijdsspecifieke acculturatie-effect*, zoals voorspeld door hypothese 4b, niet opgaat. Er is geen verschil tussen de oudere en jongere cohorten in de relatieve betekenis van de opleiding van de ouders respectievelijk de respondent. Daarom zullen we verder gaan met model C als basis, waarbij de effecten van vader en moeder gelijk zijn voor zowel vrouwen en mannen, als voor alle leeftijdsgroepen.

We gaan nu over tot het toetsen van de *statusmaximalisatiehypothesen 2bS en 2bD*, welke beide stellen dat alleen de hoogste opleiding telt. Om deze hypothesen te toetsen introduceren we het conditionele model E, zoals weergegeven in tabel 4. Om te bepalen of de respondent een hogere opleiding heeft dan de ouders maken we een vergelijking met de gemiddelde opleiding van de ouders: $\text{opleiding ouders} = \text{RND} ((\text{vaders opleiding} + \text{moeders opleiding})/2)$.

Het blijkt dat de fit van dit model E buitengewoon goed is. Het model heeft

de minste vrijheidsgraden en de laagste residual mean square van alle diagonaal modellen in tabel 4 tot nu toe. Tabel 5 leert dat in geval de opleiding van de respondent hoger is dan de opleiding van de ouders de weegcoëfficiënt 0.754 voor de respondent bedraagt en slechts 0.123 voor zowel de vader als de moeder. Is echter de opleiding van de respondent lager dan die van de ouders dan is de weegcoëfficiënt van de respondent slechts 0.246 en die van beide ouders gestegen tot een waarde van 0.377. De belangrijke conclusie is dat in geval men intergenerationeel neerwaarts mobiel is, de eigen opleiding minder belangrijk is dan de opleiding van de ouders.

Alhoewel dit resultaat de zwakke versie van de statusmaximalisatiehypothese bevestigt, moeten we ook nog onderzoeken of wellicht de sterkere versie nog beter de data representeert. Dit zou betekenen dat er een niveau van cultuurdeelname valt waar te nemen dat hoger is dan de som van twee referentiecategorieën gewogen met p en $1-p$. Modellen F en G bevatten deze mobiliteitscontrasten.

In model F en G specificeren we het traditionele statusinconsistentiepatroon, zoals het verwoord wordt in het Jourdain-Dorante contrast door Molière. Model F modelleert sterke statusmaximalisatie alleen voor stijgers (het Jourdain type). Hiervoor construeren we een variabele STIJGING: Degenen met een gelijke of lagere opleiding dan de ouders krijgen een score 0 en degenen met een hogere opleiding dan hun ouders een score die aangeeft de mate waarin de opleiding van de respondent de opleiding van de ouders overtreft ($\text{STIJGING} = \text{opleiding respondent} - \text{opleiding ouders}$). De geneste modelvergelijking in tabel 4 laat zien dat deze hypothese niet goed de bij de data past. De conclusie is dat we in onze data geen extravagante Jourdain types kunnen vinden.

Tot slot modelleren we een mobiliteitseffect dat zich beperkt tot dalers: degenen die een lagere opleiding hebben dan hun ouders zullen een relatief hoge mate van cultuurdeelname verkiezen. Hiertoe construeren we een variabele DALING, welke een 0 score heeft voor stijgers en immobielen en voor dalers een score welke aangeeft de mate van daling ten opzichte van de ouders ($\text{DALING} = \text{opleiding ouders} - \text{opleiding respondent}$). De CHI^2 vergelijking toont aan dat model G beter bij de data past dan model C. Kolom G van tabel 5 laat zien dat dit mobiliteitseffect significant is. De coëfficiënt is 0.289 met een standard error van 0.137. Dit resultaat bevestigt de sterke vorm van statusmaximalisatie voor dalers en betekent dat we het type Dorante terug kunnen vinden in onze data.

C. Gecombineerde ouders- en partnereffecten

Onze laatste stap is een diagonaal referentiemodel waarin alle vier opleidings-

variabelen betrokken worden. Dit betekent dat de referentiecategorieën gevormd worden door consistenten op alle opleidingsvariabelen, dat wil zeggen: opleiding respondent = opleiding vader = opleiding moeder = opleiding partner. Los van de problemen om dergelijke modellen te specificeren en de parameters hiervan te schatten, is er een belangrijk praktisch bezwaar, namelijk dat er bijzonder weinig respondenten zijn met een consistente score op alle vier de opleidingsvariabelen. We hebben dan ook een veel grotere steekproef nodig om voor de diagonale referentiecategorieën betrouwbare schattingen te verkrijgen.

Tabel 6. Geneste diagonale referentiemodellen voor de invloeden van de opleiding van respondent, de partner en de ouders op respondents cultuurdeelname^a

	NDF	RMS	CHF	
A. Marginaal referentiemodel: ROP + OOP + POP + controls	12	2.22003		
B. Additief diagonaal referentiemodel: [p.ROP + q.OOP + (1-p-q)*POP] + controls	8	2.22172		
C. Aanpassing aan de opleiding van de man: [c+ δp .SEX).ROP + q.OOP + (1-p-q- δp .SEX).POP] + controls	9	2.21760	B-C	8.9
D. Leeftijdsspecifieke aanpassing: [(p+ δp .LFT).ROP + q.OOP + (1-p-q- δp .LFT).POP] + controls	9	2.22041	B-D	2.8
E. Aanpassing aan opleiding van de man verschillend tussen leeftijdsgroepen: [(p+ $\delta p1$.SEX+ $\delta p2$.LFT+ $\delta p3$.SEX*LFT).ROP + q.OOP + ((1-p-q- $\delta p1$.SEX- $\delta p2$.LFT- $\delta p3$.SEX*LFT).POP) + contr	11	2.21407	C-F	7.7
F. Aanpassing aan opleiding van de man verschillende tussen leeftijdsgroepen + invloed sociale daling: [(p+ $\delta p1$.SEX+ $\delta p2$.LFT+ $\delta p3$.SEX*LFT).ROP q.OOP + ((1-p-q- $\delta p1$.SEX- $\delta p2$.LFT- $\delta p3$.SEX*LFT).ROP] + β .DALING + contr	12	2.21118	E-F	6.3
			C-F	14.0
			B-F	22.9

a. ROP: Respondents opleiding; POP: partners opleiding; OOP: ouders opleiding; RND((VOP+MOP)/2); SEX: sekse, 0=vrouwen, 1=mannen; LFT, leeftijd, 1 (25-34 jaar) tot 5 (65-74 jaar). Alle modellen, behalve Model A, bevatten vier parameters ($u_{111} - u_{444}$) voor de referentie cellen op de diagonaal, en twee β coëfficiënten voor de controlevariabelen: SEX en LFT.

Tabel 7. Parameters van de diagonale referentiemodellen in tabel 6. Standard errors tussen haakjes

	B	C	D	E	F
u_{111}	1.189 (.117)	1.174 (.117)	1.181 (.117)	1.125 (.118)	1.099 (.119)
u_{222}	1.930 (.104)	1.943 (.104)	1.947 (.104)	1.941 (.105)	1.889 (.106)
u_{333}	3.157 (.117)	3.148 (.117)	3.137 (.116)	3.103 (.117)	3.006 (.122)
u_{444}	4.596 (.137)	4.552 (.136)	4.602 (.137)	4.518 (.136)	4.432 (.142)
β_1 LFT	-.051 (.026)	-.053 (.026)	-.050 (.026)	-.039 (.027)	-.036 (.027)
β_2 SEX	.258 (.063)	.259 (.063)	.251 (.063)	.257 (.063)	.259 (.063)
p ROP	.482 (.036)	.545 (.046)	.564 (.063)	.730 (.090)	.779 (.096)
q OOP	.187 (.038)	.192 (.038)	.170 (.037)	.190 (.037)	.145 (.035)
$(1-p-q)$ POP	.331	.263	.250	.080	.077
δp $(p)ROP*SEX$		-.135 (.058)		-.327 (.123)	-.330 (.125)
δp $(p)ROP*LFT$			-.050 (.026)	-.076 (.031)	-.082 (.032)
δp $(p)ROP*SEX*LFT$				.079 (.046)	.085 (.047)
β DALING					.288 (.141)

Er is echter voor ons toch een mogelijkheid om naast respondents opleiding ook de opleiding van partner en ouders in één analyse te betrekken. Hiervoor is een uitkomst uit de voorgaande analyse van belang. We hebben namelijk gevonden dat de vader een even grote invloed heeft als de moeder (model C in tabel 4). Daarom is het verdedigbaar om één indexvariabele te construeren voor de opleiding van de ouders: $RND ((vaders\ opleiding + moeders\ opleiding)/2)$. Het grote voordeel is dat we dan meer eenheden op de diagonaal krijgen en hierdoor zijn we in staat om de effecten van de opleiding van de respondent, ouders en partners simultaan te schatten.⁸ De resultaten van de analyses zijn in tabel 6 en tabel 7 weergegeven.

Uiteraard hebben we voor de te presenteren driedimensionale modellen slechts twee covariaten, namelijk leeftijd en sekse. Als eerste presenteren we het marginale referentiemodel A. Het tweede model, model B, is het basis diagonale referentiemodel. Het diagonale referentiemodel gebruikt 4 parameters minder en heeft een lagere residual mean square, hetgeen nogmaals het voordeel van deze modellen qua datarepresentatie benadrukt. Kolom B in tabel 7 laat zien dat de gewichtscoefficienten als volgt zijn verdeeld: 0.482 voor de respondent, 0.187 voor de ouders samen en 0.331 voor de partner. De standard errors geven aan dat de statusgroep hypothese opgaat. Een andere conclusie is dat de invloed van de partner bijna twee keer zo groot is als de invloed van de ouders samen.⁹ Een andere conclusie is dat het effect van de opleiding van de respondent bijna gelijk is aan de effecten van de ouders en partner samen (0.482 versus 0.518).

In model C testen we weer of vrouwen hun gedrag meer aan dat van de man aanpassen (mannelijke dominantie hypothese 3a). De χ^2 vergelijking geeft aan dat model C tot een significante verbetering leidt. De winst in χ^2 bedraagt 8.9 tegen 1 vrijheidsgraad.

Vervolgens testen we de *acculturatiehypothese 4a*, welke stelt dat voor oudere personen de partner een belangrijkere invloed heeft. Model D toetst deze hypothese. De resultaten in tabel 6 en 7 wijzen echter uit dat dit model opnieuw niet leidt tot een significante verbetering.

Een laatste test betreft de hypothese dat de invloed van partners opleiding gedurende het huwelijk belangrijker wordt voor vrouwen dan voor mannen. Om dit te toetsen is een derde-orde interactie-effect tussen leeftijd, sekse en de gewichtscoefficient opgenomen in model E. Vergeleken met model C is de verbetering in fit 7.7 χ^2 tegen 2 vrijheidsgraden. Echter, voordat we definitieve conclusies verbinden aan dit model moeten we rekening houden met het resultaat uit onze eerdere analyse waaruit bleek (hypothese 2bD) dat mensen met een lagere opleiding dan hun ouders zich in sterkere mate op de opleiding van de ouders richten dan anderen. In model F hebben we een zelfde mobiliteitsvariabele opgenomen als bij model H in tabel 4. De reductie in de residual mean square voor model F in vergelijking met de modellen B, C en E is duidelijk significant. De parameterschattingen van dit model (kolom F in tabel 7) wijzen uit dat het mobiliteitseffect DALING in de voorspelde richting is en bovendien significant is op het 5% niveau. Dit model F geeft de beste representatie van de gegevens.

De uiteindelijke conclusies bij dit model F zijn de volgende. Het gewicht voor de gemiddelde opleiding van de ouders is altijd 0.145. De p coefficient voor de jongste vrouwengroep bedraagt $(0.779 - 0.330 - 1*0.082 + 1*0.085 =) 0.452$ en voor de partner $(0.076 + 0.330 + 1*0.082 - 1*0.085 =) 0.403$. Voor de oudste vrouwengroep zijn de resultaten vrijwel hetzelfde. Voor de eigen op-

leiding wordt een coëfficiënt geschat van $(0.779 - 0.330 - 5 \cdot 0.082 + 5 \cdot 0.085 =) 0.464$ en voor de partner 0.391.

De resultaten zijn voor mannen aanzienlijk verschillend. De jongste manengroep weegt de eigen opleiding met $(0.779 - 0.082 =) 0.697$ (partner = 0.158) en de oudste met $(0.779 - 5 \cdot 0.082 =) 0.369$ (partner 0.486). Uitgaande van een levensloopverklaring kunnen we concluderen dat voor mannen de invloed van de opleiding van de partner gedurende de duur van het huwelijk toeneemt in sterkte, terwijl dit voor vrouwen nauwelijks verandert. Deze waarden laten zich als volgt in schema zetten:

		<i>ouders</i>	<i>respondent</i>	<i>partner</i>
jongsten	mannen	.145	.697	.158
	vrouwen	.145	.452	.403
..				
oudsten	mannen	.145	.369	.486
	vrouwen	.145	.461	.391

Tenslotte is een bevinding in model F dat degenen met een drie categorieën lagere opleiding dan hun ouders een niveau van cultuurconsumptie hebben dat $(3 \cdot 0.288 =) 0.864$ hoger is dan andere respondenten, hetgeen duidt op een substantieel status inconsistentie-effect. Dit inconsistentie-effect is echter nog niet zodanig dat het niveau van cultuurdeelname van de statusinconsistenten dat van de hoogste referentiecategorie overstijgt.

6. Conclusies

Het antwoord op onze probleemstelling kan als volgt worden geformuleerd:

- De culturele activiteit van een persoon is afhankelijk van diens opleiding, de opleiding van de partner en de opleiding van de vader en moeder. Met de door ons gebruikte diagonale referentiemodellen laat zich het gewicht van elk van deze dimensies nauwkeurig kwantificeren. Door de bank genomen verhouden deze effecten zich in onze steekproef als 48% voor de opleiding van de respondent, 33% voor de partner en 19% voor de ouders.
- Binnen het huwelijk is er een verschil tussen mannen en vrouwen in de mate waarin de opleidingen van beide partners van invloed zijn op de cultuurdeelname. Mannen trekken zich meer van hun eigen opleiding aan, vrouwen

meer van de opleiding van hun man. Dit is echter weer verschillend tussen ouderen en jongeren en de meest aannemelijke verklaring is dat de gewichten tijdens de levensloop veranderd zijn. Bij jongeren trekken mannen zich weinig van hun vrouw aan, maar bij ouderen is de vrouw juist de doorslaggevende factor.

- c. Er blijkt geen significant verschil te bestaan tussen de invloed van de moeder en de invloed van de vader. Het patroon van beïnvloeding door de opleiding van de respondent en de opleiding van diens ouders hangt af van de hoogte van de betrokken categorieën. Als men sociaal gestegen is, is de opleiding van de ouders van weinig gewicht voor het culturele gedrag. Heeft men daarentegen een lagere opleiding dan de ouders, dan is de opleiding van de ouders de doorslaggevende factor. Ingeval van sociale daling treedt een sterk statusmaximalisatie-effect aan het licht: dalers verkiezen een niveau van cultuurdeelname dat zelfs uitsteekt boven het niveau dat men zou verwachten uit de combinatie van de opleidingen van de respondent en diens ouders.

Met betrekking tot Molière luidt onze conclusie derhalve dat Dorante een sociologisch meer relevant type is dan Jourdain.

Noten

1. Sobel introduceert deze modellen onder de titel 'diagonal mobility models'. Wij gebruiken de term 'diagonaal referentiemodel' omdat deze beter weergeeft waarom het gaat, alsook om de verwarring met Goodmans (1972) 'diagonal mobility models' te vermijden.
2. Een minder restrictief model voor de zwakke variant van de statusmaximalisatie is een model met een extra parameter welke toelaat dat de mate waarin de eigen status van invloed is, indien de partner een lagere opleiding heeft, niet hetzelfde hoeft te zijn als de mate waarin de partner van invloed is indien de partner een hogere opleiding heeft.
3. De functie van de diagonale referentiemodellen dient hierbij gespecificeerd te worden met behulp van FORTRAN. Het is ook mogelijk deze modellen te schatten met SPSSX NLR. Nadere aanwijzingen worden op aanvraag verstrekt door de eerste auteur.
4. De formule van het model met covariaten is:

$$y_{ijk} = p.(\alpha_i + \sum B_l X_{ijkl}) + (1-p).(\alpha_j + \sum B_l X_{ijkl}) + E_{ijk}$$

$$X_{ijkl}$$
 is de waarde van de covariërende variabelen 1 tot en met l. De parameters α_i en α_j en B_l zijn parameters voor de diagonaal (zie Sobel, 1985). Alle parameters tussen haakjes zijn conceptueel identiek aan u_{ii} en u_{jj} in model 1a. We kunnen bovenstaande vergelijking vereenvoudigen tot (vgl. De Graaf en Ultee, 1987b):

$$y_{ijk} = p.(\alpha_i) + (1-p).(\alpha_j) + \sum B_l X_{ijkl} + E_{ijk}$$
Van deze vergelijking is in de tabellen steeds gebruik gemaakt. Om verwarring te voorkomen hebben we in plaats van α_i en α_j de notitie u_{ii} en u_{jj} aangehouden.
5. Indien men het voorgaande resultaat als een significant resultaat interpreteert, dan zijn er op z'n minst twee interpretaties, waartussen we met onze data geen onderscheid kunnen maken. We

- zijn van mening dat een levensloopverklaring de meest voor de hand liggende is: partners passen zich aan elkaar aan en dit wordt sterker naarmate het huwelijk langer duurt. Een alternatief is de cohortinterpretatie: overeenstemming tussen huwelijkspartners is sterker voor oudere cohorten dan voor jongere cohorten. Het ontbreekt ons echter aan een vergelijking tussen surveys over verschillende perioden om hier een meer definitieve uitspraak over te doen.
6. Een cohortinterpretatie zou zijn dat de mannelijke dominantie voor oudere generaties geringer is dan voor jongere generaties. Deze interpretatie komt ons niet aannemelijk voor.
 7. De volgende hypothese die we kunnen toetsen is een hypothese over seksspecifieke modellering. Deze stelt dat de mate waarin de vader en moeder van invloed zijn op cultuurconsumptie verschilt voor mannelijke en vrouwelijke respondenten. Het achterliggende idee is dat vrouwen hun moeder zullen volgen en mannen hun vader. We hebben een model gemaakt waarin dit op efficiënte wijze wordt gemodelleerd: dit model impliceert dat de mate waarin cultuurconsumptie van vrouwen beïnvloed wordt door moeders opleiding dezelfde is als de mate waarin cultuurconsumptie van mannen beïnvloed wordt door vaders opleiding. De coëfficiënt gaf echter aan dat het omgekeerde het geval is: mannen benadrukken juist meer de opleiding van de moeder dan de vader, terwijl, als consequentie van het design, voor vrouwen het omgekeerde geldt. De χ^2 vergelijking liet echter zien dat dit model niet tot een significante verbetering leidt.
 8. Een nadeel van deze reductie is wel dat we niet in staat zijn om de mannelijke dominantiehypothese 3b te toetsen. Ook de acculturatiehypothese 4b wordt niet meer in de analyse betrokken, aangezien voorgaande resultaten duidelijk maken (zie tabel 4 en 5) dat leeftijds effecten niet substantieel zijn.
 9. Een model waarin de gewichtscoefficiënt voor de partner gelijk gezet was met die van de ouders resulteert in een residual mean square van 2.22640 waarbij 7 vrijheidsgraden zijn gebruikt. Model B consumeert 1 vrijheidsgraad meer en heeft een betere fit van 10.1 χ^2 . Dit impliceert dat de verschillen in gewicht van de partner en de ouders significant zijn.

Literatuur

- (CBS) Centraal Bureau voor de Statistiek (1959). *Vrije tijdsbesteding in Nederland. Winter 1955-56, deel 8, Sociaal milieu en vrije tijdsbesteding*. De Haan, Zeist.
- (CBS) Centraal Bureau voor de Statistiek (1977). *Leefsituatie Onderzoek 1977* [machine leesbare data-file]
- Ganzeboom, Harry B.G. (1982a). 'Explaining differential participation in high-cultural activities.' *Theoretical models and empirical analyses*. Geredigeerd door Werner Raub. ES Publications, Utrecht, p. 186-205.
- Ganzeboom, Harry B.G. (1982b). 'Cultuurdeelname als verwerking van informatie of verwerving van status. Een confrontatie van twee alternatieven verklarende theorieën aan de hand van reeds verricht onderzoek.' *Mens en Maatschappij* 57, p. 341-372.
- Ganzeboom, Harry B.G. (1984). *Cultuur en informatieverwerking*, Rijksuniversiteit Utrecht (dissertatie).
- Ganzeboom, Harry B.G. (1989). 'Cultuurdeelname in Nederland'. Van Gorcum, Assen.
- Ganzeboom, Harry & Paul M. de Graaf (1989). 'Culturele socialisatie en participatie'. *Paper* gepresenteerd door de Werkgemeenschap Verklarende Sociologie, Utrecht.
- Graaf, Nan Dirk de & Wout C. Ultee (1987a). 'Intergenerationele mobiliteit en politieke verhoudingen.' *Acta Politica*, 22, p. 3-37.
- Graaf, Nan Dirk de & Wout C. Ultee (1987b). 'Intergenerational Mobility, Individual Political Preference and Societal Political Balance.' *paper* gepresenteerd op de bijeenkomst van de ISA Research Committee on Social Stratification, Berkeley, 12-15 augustus 1987.

- Graaf, Nan Dirk de & Wout C. Ultee (1990). 'Individual Preferences, Social Mobility and Electoral Outcomes', *Electoral Studies*, 9, p. 108-131.
- Goodman, Leo A. (1972). 'Some multiplicative models for the analysis of cross-classified data.' *Proceedings of the Sixth Berkeley Symposium on Mathematical Statistics and Probability*. University of California Press, Berkeley, p. 646-96.
- Hendrickx, John, Nan Dirk de Graaf, Jan Lammers & Wout C. Ultee (1990). 'Models for status inconsistency and mobility: a comparison of the approaches by Hope and Sobel with the mainstream square additive model. (submitted)
- Knulst, W.P. (1989). *Van vaudeville tot video*. Sociaal en Cultureel Planbureau, Rijswijk.
- Sobel, Michael E. (1981). 'Diagonal mobility models: a substantively motivated class of designs for the analysis of mobility effects.' *American Sociological Review*, 46, p. 893-906.
- Sobel, Michael E. (1985). 'Social mobility and fertility revisited: some new models for the analysis of the mobility effects hypothesis.' *American Sociological Review*, 50, p. 699-712.
- Ultee, Wout C., Nan Dirk De Graaf & Rob Van Puijenbroek (1988). 'Gezonde en ongezonde vraagstellingen.' *Tijdschrift voor Sociale Gezondheidszorg*, 66, p. 333-339.
- Ultee, Wout C., Nan Dirk De Graaf & Rob van Puijenbroek (1989). 'Healthy Questions about Ill-Health.' *Socio economic inequalities in health: Questions on trends and explanations*, p. 125-50, geredigeerd door Gunning-Schepers L.J., I.P. Spruit en J.H. Krijnen. The Hague: Ministry of Welfare, Health and Cultural Affairs.