



Universiteit
Leiden
The Netherlands

De invloed van vaders en moeders op de politieke-partijvoorkeur van hun kinderen.

Nieuwbeerta, P.; Wittebrood, K.

Citation

Nieuwbeerta, P., & Wittebrood, K. (1994). De invloed van vaders en moeders op de politieke-partijvoorkeur van hun kinderen. *Mens & Maatschappij*, 69(1), 26-46. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/15616>

Version: Not Applicable (or Unknown)

License: [Leiden University Non-exclusive license](#)

Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/15616>

Note: To cite this publication please use the final published version (if applicable).

De invloed van vaders en moeders op de politieke-partijvoorkeur van hun kinderen

Paul Nieuwbeerta en Karin Wittebrood*

Summary

The impact of fathers and mothers on the political party preference of their children

In this study the intergenerational transmission of political party preference was examined. Hypotheses were formulated and tested by analyzing data from a survey held among high school pupils in the Netherlands in 1991 (N=5148). Multinomial logistic diagonal reference models were applied to analyze the data. In general no differences were found between the relative influence of fathers' and mothers' political party preference.

However, the fathers' party preference had more of an effect on the party preference of sons than the mothers', while the mothers' party preference had more impact on the party preference of daughters than the fathers'. Finally, contradictory to our hypotheses, children with political heterogeneous parents did not have a smaller chance to prefer a political party than children of politically homogeneous parents.

* Paul Nieuwbeerta is als NWO-medewerker (NWO-no. 500-179-001) verbonden aan de Vakgroep Sociologie van de Katholieke Universiteit Nijmegen. Karin Wittebrood is als NWO-medewerker (NWO-no. 430-224-001) werkzaam bij de Vakgroep Politicologie aan dezelfde universiteit. Correspondentieadres: Katholieke Universiteit Nijmegen, Postbus 9108, 6500 HK Nijmegen. Een eerdere versie van dit artikel is gepresenteerd op het APSA-congres 1993 in Washington DC, (2-5 september). Voor kritiek op eerdere versies van dit artikel danken we Ad van Deemen, Jan van Deth, Nan Dirk de Graaf, Ariana Need, Wout Ultee, Wilfred Uunk en de medewerkers van de afdeling *Institutionen und sozialer Wandel* van het Wissenschaftszentrum in Berlijn. Verder danken we Richard Breen voor zijn hulp bij het schatten van de multinomiale logistische diagonale referentiemodellen.

1. Inleiding

De intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur is veelvuldig onderzocht in studies in diverse landen (Hyman, 1959; Campbell et al., 1960; Butler & Stokes, 1969; Jennings & Niemi, 1974, 1981; Himmelweit et al., 1981; Converse & Pierce, 1986; Flanagan et al., 1991; Wittebrood, 1993a). Zonder uitzondering laten deze studies zien dat er een grote mate van overeenstemming bestaat tussen de politieke-partijvoorkeur van ouders en die van hun kinderen.

De mate van overeenstemming blijkt echter te verschillen tussen kinderen waarvan beide ouders een voorkeur hebben voor eenzelfde politieke partij (politiek homogene ouders), en kinderen waarvan beide ouders een voorkeur hebben voor verschillende politieke partijen (politiek heterogene ouders). Wanneer beide ouders een voorkeur hebben voor eenzelfde politieke partij, worden hun kinderen tweemaal in eenzelfde richting beïnvloed. Hierdoor hebben deze kinderen een grote kans de politieke-partijvoorkeur van zowel hun vader als hun moeder over te nemen (Jennings & Niemi, 1974; Niemi et al., 1982). Kinderen van politiek heterogene ouders staan daarentegen bloot aan tegenstrijdige invloeden van hun vader en moeder. Doordat deze kinderen te maken hebben met cross-pressies, stemt hun politieke-partijvoorkeur in mindere mate overeen met die van hun vader en moeder dan van kinderen van politiek homogene ouders (Pinner, 1968; Jennings & Niemi, 1974).

In dit artikel staat de vraag centraal welke invloed vaders en moeders hebben op de politieke-partijvoorkeur van hun kinderen. We richten ons daarbij op de Nederlandse situatie. Tot dusverre is weinig aandacht besteed aan de intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur in Nederland. Dit onderwerp komt meestal slechts ter sprake in jeugd- en kiezersonderzoek (Hagendoorn & Janssen, 1983; Janssen & Voestermans, 1984; De Hart, 1990). Dit is opmerkelijk, aangezien verwacht kan worden dat politieke socialisatie processen in Nederland afwijken van die in andere landen. In de eerste plaats wordt Nederland gekenmerkt door een meer-partijstelsel, terwijl het meeste politiek socialisatie-onderzoek betrekking heeft op twee-partijstelsels. De intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur in Nederland zal naar verwachting minder sterk zijn als in landen met een twee-partijstelsel (Westholm & Niemi, 1992). Daarnaast zijn in Nederland, in tegenstelling tot andere landen, politieke-partijvoorkeuren niet op sterke en stabiele partij-identificaties gebaseerd (Thomassen, 1976).

In dit artikel zijn, voornamelijk op basis van eerdere studies in andere landen, expliciet hypothesen geformuleerd over de intergenerationele overdracht van partijvoorkeur. Deze hypothesen zijn getoetst door gegevens te analyseren

van een landelijk representatieve survey die in 1991 is gehouden onder haven vwo-leerlingen.

2. Hypothesen

Bij de intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur kan worden verondersteld dat zowel de vader als de moeder enige invloed heeft op de partijvoorkeur van hun kinderen. Kinderen waarvan beide ouders eenzelfde politieke-partijvoorkeur hebben, worden in dat geval tweemaal in eenzelfde richting beïnvloed. Kinderen met politiek heterogene ouders hebben daarentegen te maken met tegenstrijdige invloeden. Ter verklaring van iemands politieke-partijvoorkeur is het dus van belang te weten of de politieke voorkeur van één van beide ouders meer invloed heeft. We formuleren daarom een aantal hypothesen over de invloed van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders op die van hun kinderen. Als uitgangspunt formuleren we een gelijke-ouderlijke socialisatie-hypothese: *de politieke-partijvoorkeur van de moeder heeft een even grote invloed op de politieke-partijvoorkeur van kinderen als die van de vader.*

In de eerste studies naar stemgedrag werd er echter van uitgegaan dat de politieke rol van vaders dominant is in alle vormen van het politieke socialisatieproces (zie bijvoorbeeld Lazarsfeld et al., 1948). Politiek werd verondersteld een mannenzaak te zijn en dus zou de intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur wel voornamelijk via vaders plaatsvinden. In empirische studies, gehouden in westerse democratieën, is dit echter nooit gebleken. De rol van de moeder bleek soms zelfs dominanter dan die van de vader (Langton & Jennings, 1969; Jennings & Niemi, 1971, 1974). Een mogelijke verklaring hiervoor is dat moeders gemiddeld meer tijd met hun kinderen doorbrengen dan vaders. Behalve het feit dat moeders hun kinderen hierdoor langere tijd beïnvloeden, zouden de kinderen ook een sterkere affectieve verbondenheid met hun moeder hebben dan met hun vader (Asher, 1980; Himmelweit et al., 1981). We formuleren daarom de moeder-dominante socialisatie-hypothese: *de politieke-partijvoorkeur van de moeder heeft een grotere invloed op de politieke-partijvoorkeur van kinderen dan de politieke-partijvoorkeur van de vader.*

Een vraag die resteert is of vader en moeders evenveel invloed hebben op zonen als op dochters. Omdat kinderen zichzelf vaker identificeren met een ouder van hetzelfde geslacht (Maccoby & Jacklin, 1974), werd in eerdere studies vaak verwacht dat de politieke-partijvoorkeur van de vader meer invloed heeft op die van zonen, en de partijvoorkeur van de moeder meer op die van dochters. In later onderzoek is deze sekse-specifieke socialisatie bevestigd (Jennings & Niemi, 1974; Niemi, Ross & Alexander, 1978). We preciseren

daarom onze moeder-dominante socialisatie-hypothese door te veronderstellen dat de invloed van de politieke-partijvoorkeur van ouders afhangt van de sekse van hun kind, en verwoorden de volgende twee sekse-specifieke socialisatie-hypothesen: a) *de politieke-partijvoorkeur van de moeder heeft een grotere invloed op de politieke-partijvoorkeur van de dochter dan de politieke-partijvoorkeur van de vader*, en b) *de politieke-partijvoorkeur van de vader heeft een grotere invloed op de politieke-partijvoorkeur van de zoon dan de politieke-partijvoorkeur van de moeder*.

Bovenstaande hypothesen hebben betrekking op de effecten van de politieke-partijvoorkeur van vaders en die van moeders op de partijvoorkeur van hun kinderen. We kunnen echter veronderstellen dat bij kinderen van politiek heterogene ouders het blootstaan aan de tegenstrijdige invloeden van de ouders een extra effect heeft. Lazarsfeld et al. (1948) lieten in hun studie al zien dat mensen die te maken hadden met cross-pressies relatief vaker geen politieke voorkeur hadden dan mensen die niet aan tegenstrijdige invloeden waren blootgesteld. Kinderen die door hun beide ouders in verschillende politieke richtingen worden beïnvloed, zullen daarom naar verwachting ook minder vaak een politieke voorkeur hebben. Deze kinderen worden door de verschillende politieke voorkeuren van hun ouders in verwarring gebracht, en kunnen aan deze verwarring ontkomen door helemaal geen voorkeur voor een partij uit te spreken. Daarnaast kunnen deze kinderen door het niet uitspreken van een voorkeur een mogelijk politiek conflict met hun ouders vermijden. Dit leidt tot de volgende heterogeniteit-hypothese: *kinderen van politiek heterogene ouders hebben een kleinere kans om een voorkeur te hebben voor een politieke partij dan kinderen van politiek homogene ouders*.

Naar aanleiding van het werk van Lazarsfeld et al. heeft Sperlich (1971) echter aangevoerd dat niet zozeer het blootstaan aan cross-pressies op zich, maar veel meer de mate van cross-pressies, van belang is voor politiek gedrag. Bij kinderen van politiek heterogene ouders betekent dit dat naarmate de politieke-partijvoorkeur van hun ouders verder uiteen loopt, zij minder vaak een politieke voorkeur hebben. De mate van heterogeniteit-hypothese die dus kan worden afgeleid, luidt: *des te heterogener de politieke-partijvoorkeur van ouders is, des te kleiner is de kans dat hun kinderen een politieke-partijvoorkeur hebben*.

3. Data en operationalisatie

De hypothesen worden getoetst met behulp van gegevens uit een onderzoek naar de verwerving en ontwikkeling van politieke betrokkenheid door jongeren

in Nederland. Aan dit nationaal representatieve onderzoek, dat in het najaar van 1991 is gehouden, hebben 10.248 middelbare scholieren meegewerkt, verspreid over 71 aselect gekozen scholen voor havo en/of vwo. De leerlingen zaten in de vierde klas van de havo of de vijfde klas van het vwo en waren veelal tussen de 15 en 17 jaar. Van alle ondervraagde leerlingen heeft 37 procent geen informatie verstrekt over de politieke-partijvoorkeur van hun ouders. Bovendien gaf 14 procent van de leerlingen geen antwoord op de vragen naar geslacht, sociale klasse of religie. De analyses in dit artikel hebben als gevolg daarvan betrekking op 5148 leerlingen. Aangezien de uitval niet heeft plaatsgevonden op de afhankelijke variabele, is het onwaarschijnlijk dat de selectie van leerlingen de conclusies van dit artikel beïnvloedt (zie Wittebrood, 1993b).

De belangrijkste variabelen die in de analyses zijn gebruikt, betreffen de *politieke-partijvoorkeur* van de kinderen en die van hun beide ouders. Aan de kinderen is gevraagd op welke politieke partij zij zouden stemmen als er vandaag Tweede-Kamerverkiezingen zouden zijn, en wat de politieke-partijvoorkeur van hun vader en moeder is. De onderscheiden antwoordcategorieën zijn PvdA, CDA, VVD, D66, Groen Links, klein rechts (GPV, RPF en SGP) en het 'niet hebben van een politieke voorkeur'. Politieke-partijvoorkeur is in de analyses als multinomiale variabele behandeld, waarbij het niet hebben van een voorkeur voor een politieke partij als referentiecategorie is gebruikt. Doordat we niet beschikken over gegevens over de feitelijke partijvoorkeur van de ouders, maar alleen over de voorkeur zoals gepercipieerd door hun kinderen, kan sprake zijn van een overschatting van de samenhang tussen de politieke-partijvoorkeur van kinderen en hun ouders. Kinderen zijn geneigd eerder een politieke-partijvoorkeur van hun ouders op te geven die overeenstemt met hun eigen politieke voorkeur (Niemi, 1974). Daarnaast kan worden verwacht dat kinderen de overeenkomst tussen de partijvoorkeur van vaders en moeders worden overschat (Acock & Bengston, 1980; Niemi, 1973). We verwachten echter dat beide mogelijke vertekeningen geen consequenties hebben voor onze conclusies. Allereerst hebben de geformuleerde hypothesen betrekking op de relatieve invloed van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders en niet op de absolute invloed. Bovendien maakt deze vertekening de toetsing van de heterogeniteit-hypothesen juist strenger. Van kinderen die zelf waarnemen dat zij politiek heterogene ouders hebben, kan eerder verwacht worden dat zij geen politieke voorkeur hebben dan van kinderen met politiek heterogene ouders die zich dat niet realiseren.

Om de sekse-specifieke socialisatie-hypothesen te toetsen, hebben we twee extra variabelen in de modellen opgenomen: *meisje*, gecodeerd als (0) voor jongens, en (1) voor meisjes, en *jongen*, gecodeerd als (0) voor meisjes, en (1) voor jongens.

De heterogeniteit-hypothesen, waarin we veronderstellen dat er een onafhankelijk effect bestaat van het hebben van politiek heterogene ouders op de politieke-partijvoorkeur van kinderen, worden getoetst met behulp van twee additionele variabelen. In de eerste plaats is een dummy-variabele *heterogeniteit* geconstrueerd. Deze dummy-variabele heeft de waarde (0) voor kinderen van politiek homogene ouders, en de waarde (1) voor kinderen van politiek heterogene ouders. Daarnaast is een variabele *mate van heterogeniteit* gemaakt. Deze variabele is geconstrueerd door de verschilscore te berekenen van de politieke-partijvoorkeur van de vader en die van de moeder. Kinderen van politiek homogene ouders hebben daardoor uiteraard een verschilscore met de waarde nul. Als score voor een bepaalde politieke partij is de gemiddelde links-rechtsplaatsing genomen van alle ondervraagde kinderen die een voorkeur hebben voor deze partij. Deze scores zijn: Groen Links (3,4), PvdA (4,4), D66 (4,8), CDA (5,8), VVD (6,8) en klein rechts (7,3).

Eveneens gebruiken we in onze analyses variabelen die verwijzen naar de sociaal-economische klasse en religie van de kinderen. In onderzoek naar de effecten van directe politieke socialisatie door ouders, is het immers verstandig rekening te houden met de indirecte socialisatie die plaatsvindt via de referentiegroep waarin kinderen leven (zie Flanagan, 1991). De *sociaal-economische klasse* van de kinderen is gebaseerd op het hoogste klasse positie van één van beide ouders. Kinderen zijn geclassificeerd in drie categorieën: hoofdarbeiders, handarbeiders en boeren. Voor wat betreft *religie* zijn de kinderen in twee categorieën verdeeld: niet-gelovig en gelovig. Aangezien bekend is dat in Nederland de invloed van sociaal-economische klasse verschilt voor gelovigen en niet-gelovigen (Lijphart, 1975; Andeweg, 1982), hebben we in onze modellen dummy-variabelen opgenomen voor elk van de mogelijke combinaties van sociaal-economische klasse en religie. In de analyses fungeren de niet-gelovige handarbeiders steeds als referentiegroep.

4. De politieke-partijvoorkeur van vaders, moeders en kinderen

Voordat de resultaten van de hypothese-toetsing worden besproken, geven we een beschrijving van de politieke-partijvoorkeur van vaders, moeders en die van hun kinderen in tabel 1. Zoals verwacht mag worden in de Nederlands situatie, heeft bij beide generaties het CDA de grootste, en Groen Links en klein rechts de kleinste aanhang. Gemiddeld heeft 4 procent van de kinderen geen voorkeur uitgesproken voor een politieke partij.

Tabel 1 laat ook de verdeling van de politieke-partijvoorkeur van kinderen zien voor de verschillende referentiegroepen. Duidelijk zichtbaar is de relatie tussen het wel of niet gelovig zijn van kinderen en hun politieke voorkeur. Van

Tabel 1. Politieke-partijvoorkeur van vaders, moeders en kinderen in Nederland in 1991 (percentages; N tussen haakjes)

| | politieke-partijvoorkeur | | | | | | | totaal |
|---|--------------------------|-----|-----|-----|----------------|-----------------|------------------|---------------|
| | PvdA | CDA | VVD | D66 | Groen Links | klein rechts | geen voorkeur | |
| Vaders | 18 | 36 | 20 | 11 | 3 | 11 | - | 100 (5148) |
| Moeders | 17 | 36 | 16 | 14 | 6 | 12 | - | 100 (5148) |
| Kinderen (alle) | 9 | 28 | 16 | 26 | 7 | 10 | 4 | 100 (5148) |
| Kinderen: | | | | | | | | |
| - Gelovig, uit hoofdarbeidersgezin | 4 | 40 | 12 | 19 | 4 | 19 | 3 | 100 (2048) |
| - Gelovig, uit handarbeidersgezin | 7 | 46 | 4 | 15 | 4 | 21 | 4 | 100 (400) |
| - Gelovig, uit boerengezin | 2 | 53 | 13 | 5 | 1 | 25 | 2 | 100 (148) |
| - Niet-gelovig, uit hoofdarbeidersgezin | 12 | 15 | 22 | 36 | 10 | 1 | 4 | 100 (2227) |
| - Niet-gelovig, uit handarbeidersgezin | 31 | 14 | 8 | 28 | 13 | 1 | 5 | 100 (286) |
| - Niet-gelovig, uit boerengezin | 3 | 18 | 39 | 31 | 8 | - | 3 | 100 (39) |

Tabel 2. Percentage kinderen met een bepaalde politieke-partijvoorkeur, gegeven de politieke-partijvoorkeur van hun vader en moeder in Nederland in 1991 (N tussen haakjes).

| | | politieke-partijvoorkeur moeder | | | | | | | | | | | |
|----------------------------------|-------|---------------------------------|-------|-------|-------|-------|-------|-------|------|-------------|-----|--------------|--|
| | | PvdA | | CDA | | VVD | | D66 | | Groen Links | | klein rechts | |
| PvdA | PvdA: | 50 | 19 | PvdA: | 42 | PvdA: | 14 | PvdA: | 21 | PvdA: | 50 | | |
| | CDA: | 5 | 35 | CDA: | - | CDA: | 4 | CDA: | 1 | CDA: | - | | |
| | VVD: | 4 | 6 | VVD: | 25 | VVD: | 7 | VVD: | - | VVD: | - | | |
| | D66: | 28 | 28 | D66: | 17 | D66: | 63 | D66: | 28 | D66: | - | | |
| | GL: | 10 | 8 | GL: | 8 | GL: | 9 | GL: | 44 | GL: | - | | |
| politieke partij-voorkeur vader | kr: | 0 | - | kr: | - | kr: | - | kr: | - | kr: | 50 | | |
| | gv: | 3 | 4 | gv: | 8 | gv: | 4 | gv: | 6 | gv: | - | | |
| | | (649) | (78) | | (12) | | (118) | | (89) | | (2) | | |
| | PvdA: | 26 | 2 | PvdA: | - | PvdA: | 2 | PvdA: | 10 | PvdA: | - | | |
| | CDA: | 18 | 70 | CDA: | 40 | CDA: | 22 | CDA: | 29 | CDA: | 57 | | |
| CDA | VVD: | 7 | 6 | VVD: | 35 | VVD: | 7 | VVD: | 3 | VVD: | 3 | | |
| | D66: | 33 | 16 | D66: | 15 | D66: | 59 | D66: | 26 | D66: | 17 | | |
| | GL: | 7 | 3 | GL: | 6 | GL: | 8 | GL: | 29 | GL: | 3 | | |
| | kr: | - | 0 | kr: | - | kr: | - | kr: | - | kr: | 10 | | |
| | gv: | 9 | 4 | gv: | 4 | gv: | 3 | gv: | 3 | gv: | 10 | | |
| | (55) | (1516) | | (102) | | (121) | | (31) | | (30) | | | |
| VVD | PvdA: | 13 | 2 | PvdA: | 2 | PvdA: | - | PvdA: | - | PvdA: | - | | |
| | CDA: | 10 | 36 | CDA: | 7 | CDA: | 5 | CDA: | 11 | CDA: | 40 | | |
| | VVD: | 23 | 41 | VVD: | 70 | VVD: | 30 | VVD: | 11 | VVD: | 20 | | |
| | D66: | 35 | 16 | D66: | 14 | D66: | 60 | D66: | 53 | D66: | 40 | | |
| | GL: | 10 | 1 | GL: | 2 | GL: | 4 | GL: | 21 | GL: | - | | |
| politieke partij-voorkeur moeder | kr: | - | - | kr: | - | kr: | - | kr: | - | kr: | - | | |
| | gv: | 10 | 4 | gv: | 5 | gv: | 1 | gv: | 5 | gv: | - | | |
| | | (40) | (195) | | (651) | | (103) | | (19) | | (5) | | |

| | | | | | | | |
|-------------|----------|---------|---------|----------|---------|---------|---------|
| D66 | PvdA: 19 | PvdA: 7 | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: 1 | PvdA: 6 | PvdA: - |
| | CDA: 3 | CDA: 28 | CDA: - | CDA: 3 | CDA: 6 | CDA: 3 | CDA: - |
| | VVD: 6 | VVD: 5 | VVD: - | VVD: 35 | VVD: 5 | VVD: 6 | VVD: 50 |
| | D66: 58 | D66: 57 | D66: - | D66: 56 | D66: 79 | D66: 57 | D66: 50 |
| | GL: 11 | GL: 2 | GL: - | GL: 3 | GL: 6 | GL: 29 | GL: - |
| | kr: - | kr: - | kr: - | kr: - | kr: 0 | kr: - | kr: - |
| | gv: 4 | gv: 2 | gv: - | gv: 3 | gv: 4 | gv: - | gv: - |
| | (73) | (61) | (34) | (381) | (35) | (2) | |
| Groen | PvdA: 10 | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: 3 | PvdA: - |
| Links | CDA: - | CDA: - | CDA: - | CDA: - | CDA: 6 | CDA: 2 | CDA: - |
| | VVD: - | VVD: - | VVD: - | VVD: - | VVD: 6 | VVD: 2 | VVD: - |
| | D66: 45 | D66: 25 | D66: - | D66: 50 | D66: 44 | D66: 21 | D66: - |
| | GL: 42 | GL: 75 | GL: - | GL: 50 | GL: 50 | GL: 71 | GL: - |
| | kr: - | kr: - | kr: - | kr: - | kr: - | kr: - | kr: - |
| | gv: 3 | gv: - | gv: - | gv: - | gv: - | gv: 2 | gv: - |
| | (31) | (4) | (4) | (16) | (114) | (0) | |
| kleinrechts | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: - | PvdA: 0 |
| | CDA: 100 | CDA: 75 | CDA: - | CDA: - | CDA: - | CDA: - | CDA: 6 |
| | VVD: - | VVD: - | VVD: 50 | VVD: - | VVD: - | VVD: - | VVD: 1 |
| | D66: - | D66: - | D66: - | D66: 100 | D66: - | D66: - | D66: 1 |
| | GL: - | GL: 25 | GL: - | GL: - | GL: - | GL: - | GL: 0 |
| | kr: - | kr: - | kr: 50 | kr: - | kr: - | kr: - | kr: 90 |
| | gv: - | gv: - | gv: - | gv: - | gv: - | gv: - | gv: 1 |
| | (1) | (4) | (2) | (1) | (0) | (569) | |

alle kinderen die aangeven niet-gelovig te zijn, heeft 15 procent een voorkeur voor een confessionele partij. Daarentegen heeft 61 procent van de gelovige kinderen een voorkeur voor een confessionele partij. Verder zijn er verschillen in politieke voorkeur tussen de onderscheiden sociaal-economische klassen, die met name tot uitdrukking komen bij de niet-gelovige kinderen. Van alle niet-gelovige kinderen uit een handarbeidersgezin heeft 31 procent een voorkeur voor de PvdA, terwijl dit voor niet-gelovige kinderen uit een hoofdarbeidersgezin slechts 12 procent is. Hoewel in Nederland het belang van sociaal-economische en religieuze scheidslijnen voor het bepalen van een politieke-partijvoorkeur gedurende de afgelopen decennia is afgenomen (Van der Eijk & Niemöller, 1992; Nieuwbeerta & De Graaf, 1994), geven deze gegevens aan dat deze scheidslijnen nog wel degelijk relevant zijn.

De relatie tussen de partijvoorkeur van beide ouders en de partijvoorkeur van hun kinderen is weergegeven in tabel 2. Op de hoofddiagonaal in deze tabel staat de politieke-partijvoorkeur van alle kinderen met politiek homogene ouders. In deze cellen is 75 procent van alle kinderen te vinden. In één van deze cellen, namelijk de cel linksboven, is te zien dat kinderen waarvan beide ouders een voorkeur hebben voor de PvdA, 50 procent kans hebben om ook een voorkeur te hebben voor die partij. Deze grote kans is geen uitzondering. Uit de gegevens in de andere cellen op de hoofddiagonaal blijkt dat kinderen met homogene CDA-ouders 70 procent kans hebben de voorkeur van hun ouders over te nemen. Voor kinderen met homogene VVD-ouders is deze kans 70 procent, voor kinderen met homogene D66-ouders 79 procent, voor kinderen met homogene Groen Links-ouders 71 procent en voor kinderen met homogene klein rechts-ouders 90 procent. Van alle kinderen met politiek homogene ouders neemt 71 procent de politieke voorkeur van hun ouders over.

In de cellen buiten de hoofddiagonaal zijn de kansen weergegeven voor kinderen van politiek heterogene ouders om een voorkeur te hebben voor een bepaalde politieke partij. De kans dat kinderen van politiek heterogene ouders de politieke-partijvoorkeur overnemen van hun vader of moeder is kleiner dan die voor kinderen van homogene ouders. Wanneer we bijvoorbeeld kijken naar kinderen waarvan de vader een voorkeur heeft voor de PvdA en de moeder voor het CDA, neemt 19 procent de politieke-partijvoorkeur over van de vader en 36 procent die van de moeder. Van alle kinderen van politiek heterogene ouders neemt 35 procent de politieke voorkeur van de vader over en 38 procent die van de moeder. Eveneens kan uit tabel 2 worden afgeleid dat kinderen van heterogene ouders een even grote kans hebben om geen voorkeur te hebben voor een politieke partij dan kinderen van homogene ouders, namelijk 4 procent.

5. Analysetechniek: multinominale logistische diagonale referentiemodellen

Nu een eerste beschrijving is gegeven van de data, worden de door ons geformuleerde hypothesen getoetst. Onderzoek naar de intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur heeft echter te maken met het probleem op welke wijze de relatieve invloed van vaders en moeders geanalyseerd moet worden (Niemi et al., 1982; Sorenson & Brownfield, 1991). Wanneer klassieke analysetechnieken, zoals ANOVA of lineaire regressie, worden toegepast, kunnen er multicollineariteitsproblemen ontstaan doordat de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders hoog zijn gecorreleerd. In dit onderzoek heeft bijvoorbeeld 75 procent van de ouders eenzelfde politieke-partijvoorkeur. Bovendien zijn deze klassieke analysetechnieken minder geschikt om de invloed van heterogeniteitseffecten per se te analyseren. Zoals Hope (1971, 1975) en Sobel (1981) hebben laten zien, kunnen de hoofdeffecten van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders op die van hun kinderen al een deel van het heterogeniteitseffect bevatten.

In deze studie maken we gebruik van multinomiale logistische diagonale referentiemodellen. Zoals Sorenson en Brownfield (1991) beargumenteren, zijn diagonale referentiemodellen zeer geschikt voor het analyseren van de invloed van ouders. De diagonale referentiemodellen, zoals oorspronkelijk ontworpen door Sobel (1981, 1985), zijn alleen geschikt voor afhankelijke variabelen die op interval niveau zijn gemeten. Voor dit onderzoek gebruiken we een multinominale logistische versie van de diagonale referentiemodellen. Deze versie is geschikt voor afhankelijke variabelen die meerdere categorieën omvatten en op nominaal niveau zijn gemeten. In dit artikel is een dergelijke aanpassing van de diagonale referentiemodellen relevant, omdat het belangrijk is politieke-partijvoorkeur als nominale variabele te behandelen. Allereerst is het Nederlandse politieke systeem te karakteriseren als een meerpartijstelsel, met zowel een sterke sociaal-economische als een religieuze scheidslijn, waardoor de partijen niet eenvoudigweg op één dimensie zijn te plaatsen (Lijphart, 1975; Andeweg, 1982; Middendorp, 1991). Ten tweede wordt het niet hebben van een politieke voorkeur in dit artikel gezien als een belangrijke categorie van de afhankelijke variabele.

Het mechanisme van multinomiale logistische diagonale referentiemodellen kan het eenvoudigst worden uitgelegd met behulp van tabel 2. In deze tabel is in de diagonaalcel linksboven te zien dat kinderen van politiek homogene PvdA-ouders een kansverhouding hebben van 50/3 hebben om de PvdA te prefereren boven het niet hebben van een politieke voorkeur. De log odds om de PvdA te prefereren boven het niet hebben van een politieke voorkeur is daarom 2,81 ($=\log(50/3)$). Ook zien we dat kinderen waarvan beide ouders een

voorkeur hebben voor het CDA, een log odds hebben van $-0,69$ ($=\log(2/4)$) om de PvdA te prefereren boven het niet hebben van een politieke voorkeur. De diagonale referentie modellen veronderstellen nu dat de log odds om de PvdA te prefereren boven het niet prefereren van een politieke partij voor kinderen waarvan de vader een voorkeur heeft voor de PvdA en de moeder voor het CDA, een gewogen som is van de beide hierboven genoemde log odds. Wanneer we nu veronderstellen dat voor alle kinderen de invloed van vaders en moeders gelijk is, dan is volgens het mechanisme van de diagonale referentiemodellen de geschatte log odds voor deze kinderen: $(0,5*2,81) + (0,5*-0,69) = 1,06$.¹ Voor alle andere kinderen met heterogene ouders kan een soortgelijke berekening worden gemaakt.

Een algemeen multinomiaal logistisch diagonaal referentiemodel kan als volgt worden weergegeven:

$$\pi_{ijk} = \frac{\exp(\eta_{ijp})}{\sum \exp(\eta_{ijp})} \quad (1)$$

$$\eta_{ijp} = (R)\mu_{iip} + (1-R)\mu_{ijp} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L \quad (2)$$

In deze formule staat π_{ijk} voor de kans dat kind k een voorkeur heeft voor partijvoorkeur p , gegeven de politieke-partijvoorkeur i van de vader, en de politieke-partijvoorkeur j van de moeder. De term η_{ijp} staat voor de log odds dat hetzelfde kind k partijvoorkeur p prefereert boven een andere partijvoorkeur. De parameters μ_{iip} en μ_{ijp} geven voor kind k met de verschillende soorten politiek homogene ouders, de log odds aan dat het partijvoorkeur p prefereert boven een andere partijvoorkeur. De term R geeft het relatieve gewicht weer van de politieke-partijvoorkeur van de vader, en $(1-R)$ het relatieve gewicht van de politieke-partijvoorkeur van de moeder. In de modellen zijn covariaten opgenomen voor sociaal-economische klasse en religie. Hierbij staat L voor de verschillende covariaten en B_{Lp} voor de bijbehorende parameters. Voor iedere partijvoorkeur p , met uitzondering van de referentie categorie, wordt een B_L parameter geschat.²

Een belangrijke eigenschap van de diagonale referentiemodellen is dat de modellen zuinig zijn in het gebruik van parameters. Er is bijvoorbeeld slechts één parameter nodig om de relatieve invloed van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders te berekenen.

6. Toetsing van de hypothesen

6.1. Modelselectie

Om de geformuleerde hypothesen te toetsen, hebben we een aantal modellen geschat, die elk één hypothese of een combinatie van hypothesen representeren.³ Door de fit van een model met de fit van een minder algemeen model, dat

binnen het eerste model is genest, te vergelijken, kan uiteindelijk een model worden geselecteerd dat het beste de data representeert. Om na te gaan of de fit van modellen significant van elkaar verschilt, gebruiken we de gangbare Likelihood ratio-toets. Deze toets heeft als nadeel dat bij een groot aantal analyse-eenheden de verschillen in fit tussen modellen snel significant zijn (Raferty, 1986). Naast de Likelihood ratio-toets gebruiken we daarom ook de BIC (Bayesian Information Coefficient). Deze BIC houdt rekening met het aantal eenheden in de analyses, en is daarom beter geschikt om een keuze te maken tussen twee modellen bij een groot aantal analyse-eenheden.⁴ Een tweede voordeel van deze coëfficiënt is dat deze laat zien of het model goed bij de data past. In dat geval heeft het model een negatieve BIC. Wanneer meerdere modellen met elkaar worden vergeleken is het model met de laagste BIC te prefereren boven de andere modellen. De beide fit-maten van alle geschatte modellen zijn in tabel 3 weergegeven.

In model A zijn de relatieve gewichten van de politieke-partijvoorkeur van de vader en die van de moeder voor alle kinderen aan elkaar gelijk gesteld. Hierdoor representeert model A de gelijke-ouderlijke socialisatie-hypothese. Op grond van de negatieve BIC voor dit model kunnen we concluderen dat dit model de data redelijk weergeeft. Om te onderzoeken of de gelijke-ouderlijke socialisatie-hypothese moet worden verworpen, toetsen we de overige door ons geformuleerde hypothesen.

Onze moeder-dominante socialisatie-hypothese is weergegeven in model B. Deze hypothese stelt dat de politieke-partijvoorkeur van moeders een grotere invloed heeft op de politieke-partijvoorkeur van kinderen dan de politieke-partijvoorkeur van vaders. Om deze hypothese te toetsen, laten we toe dat de relatieve invloed van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders op die van hun kinderen kan verschillen. Daartoe hebben we een parameter (*M*) toegevoegd aan de relatieve gewichten in model A. Tabel 3 laat zien dat model B, zowel volgens de Likelihood ratio-toets als volgens de BIC, niet resulteert in een significante verbetering van fit ten opzichte van model A. De moeder-dominante socialisatie-hypothese moet daarom worden verworpen.

Vervolgens zijn de twee sekse-specifieke socialisatie-hypothesen getoetst. De eerste van deze hypothesen stelt dat de politieke-partijvoorkeur van de moeder meer invloed heeft op de politieke-partijvoorkeur van dochters dan die van de vader. De tweede hypothese stelt dat de politieke-partijvoorkeur van de vader meer invloed heeft op die van de zonen dan die van de moeder. Model C en model D geven deze hypothesen afzonderlijk weer, terwijl model E beide hypothesen tegelijkertijd weergeeft. In deze modellen introduceren we een interactieterm tussen de gewichtsparemeter en de dummy-variabelen *meisje* en *jongen*. Dit betekent dat de relatieve gewichten van de politieke-partijvoorkeur

Tabel 3. Multinomiale logistische diagonale referentiemodellen voor de relatieve effecten van de politieke-partijvoorkeuren van vaders en moeders op die van hun kinderen (N=5148).

| Model | df _{fixed} | L ² | AL | BIC |
|---|---------------------|----------------|---------------------------|----------|
| A: Gelijke-ouderlijke socialisatie-hypothese | 66 | 10640,32 | | -32792,3 |
| B: Moeder-dominante socialisatie-hypothese | 67 | 10640,28 | A-B 0,04 | -32783,8 |
| C: Sekse-specifieke socialisatie-hypothese voor meisjes | 67 | 10631,98 | A-C 8,34** | -32792,1 |
| D: Sekse-specifieke socialisatie-hypothese voor jongens | 67 | 10630,20 | A-D 10,12** | -32793,9 |
| E: Sekse-specifieke socialisatie-hypothesen voor meisjes en jongens | 68 | 10622,38 | A-E 17,94** C-E 9,60** | -32793,1 |
| F: Heterogeniteit-hypothese | 67 | 10636,40 | D-E 7,82** | -32787,7 |
| G: Mate van heterogeniteit-hypothese | 67 | 10636,40 | A-F 3,92* A-G 3,92* | -32787,7 |

* = significant op 0,05

** = significant op 0,01

De modellen zijn als volgt gespecificeerd:

$$\pi_{ijk} = \frac{\exp(\eta_{ijp})}{\sum \exp(\eta_{ijp})}$$

Model:

- A: $\eta_{ijp} = (0,5)\mu_{ijp} + (0,5)\mu_{jip} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$
- B: $\eta_{ijp} = (0,5 - M)\mu_{ijp} + (0,5 + M)\mu_{jip} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$
- C: $\eta_{ijp} = (0,5 - \delta_{meisje} * \text{meisje})\mu_{ijp} + (0,5 + \delta_{meisje} * \text{meisje})\mu_{jip} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$
- D: $\eta_{ijp} = (0,5 + \delta_{jongen} * \text{jongen})\mu_{ijp} + (0,5 - \delta_{jongen} * \text{jongen})\mu_{jip} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$
- E: $\eta_{ijp} = (0,5 - \delta_{meisje} * \text{meisje} + \delta_{jongen} * \text{jongen})\mu_{ijp} + (0,5 + \delta_{meisje} * \text{meisje} - \delta_{jongen} * \text{jongen})\mu_{jip} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$
- F: $\eta_{ijp} = (0,5)\mu_{ijp} + (0,5)\mu_{jip} + H * \text{heterogeniteit} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$
- G: $\eta_{ijp} = (0,5)\mu_{ijp} + (0,5)\mu_{jip} + H * \text{mate van heterogeniteit} + B_{Lp} * \text{covariaat}_L$

(1)
(2)
(2)
(2)
(2)
(2)
(2)
(2)

van vaders en moeders kunnen verschillen tussen meisjes en jongens. Wanneer de sekse-specifieke socialisatie-hypothesen geldig zijn, dan moeten de geschatte waarden van de bij die dummy-variabelen behorende parameters (δ_{meisje} en δ_{jongen}) groter zijn dan nul. Volgens de Likelihood ratio-toets, is de fit van zowel model C, model D als model E significant beter dan van model A, en de fit van model E significant beter dan van model C en van model D. De BIC's van de modellen verschillen praktisch niet van elkaar, en geven daarom geen aanleiding om tot andere conclusies te komen. Daarnaast blijkt dat de geschatte parameters δ_{meisje} en δ_{jongen} , zoals verwacht, een positieve waarde hebben. Deze resultaten bevestigen dus onze sekse-specifieke socialisatie-hypothesen.

De beide heterogeniteit-hypothesen stellen dat er een onafhankelijk effect is van het hebben van politiek heterogene ouders op de politieke-partijvoorkeur van kinderen. De heterogeniteit-hypothese veronderstelt dat kinderen van heterogene ouders een grotere kans hebben om geen voorkeur voor een politieke partij te hebben dan kinderen van politiek homogene ouders. Om deze hypothese te toetsen (model F) voegen we de dummy-variabele *heterogeniteit* als covariaat toe aan model A. We verwachten dat de H-parameter uit dit model een negatieve waarde aanneemt. In tabel 3 is te zien dat model F volgens de Likelihood ratio-toets net wél, maar volgens de BIC niet resulteert in een significant betere fit dan model A. Verder heeft de geschatte heterogeniteitsparameter (H) in tegenstelling tot onze verwachting een positieve waarde (0,34). We moeten dus de eerste heterogeniteit-hypothese verwerpen.

Volgens de mate van heterogeniteit-hypothese is het niet het blootstaan aan cross-pressie op zich, maar veel meer de mate van cross-pressie, dat leidt tot een kleinere kans om een politieke voorkeur te hebben. Model G, die deze hypothese representeert, is hetzelfde als model F, behalve dat de variabele *heterogeniteit* is vervangen door de variabele *mate van heterogeniteit*. De fit van model G is, volgens de Likelihood ratio-toets en de BIC, blijkt eveneens hetzelfde als die van model F. Dit betekent dat ook de mate van heterogeniteit-hypothese moet worden verworpen.⁵

6.2 Interpretatie van parameters van het beste model

Uit de modelselectie blijkt dat model E het best de data weergeeft. Dit model representeert de sekse-specifieke socialisatie-hypothesen voor meisjes en jongens. Een preciezere interpretatie van deze hypothesen kan worden gegeven aan de hand van de waarden van de geschatte parameters van model E, die zijn weergegeven in tabel 4.

In het bovenste deel van tabel 4 staan de geschatte parameters die de relatieve gewichten van vaders en moeders op de politieke-partijvoorkeur van hun zonen en dochters aangegeven (δ_{meisje} en δ_{jongen}). De waarden van deze parame-

Tabel 4. Parameterschattingen van het multinomiale logistische diagonale referentie model E.

| | | δ_{meisje} | 0,06 | | | | | |
|--|-------------------|-------------------|------------|------------|------------|-------------|--------------|------------------------|
| sekspecifiek socialisatie effect voor meisjes | | δ_{jongen} | 0,07 | | | | | |
| Log odds om een bepaalde politieke partij te prefereren boven het niet prefereren van een politieke partij (kans om een bepaalde politieke partij te prefereren): | | | | | | | | |
| | | PvdA | CDA | VVD | D66 | Groen Links | klein rechts | geen voorkeur (ref) |
| <i>Politiek homogene ouders:</i> | | | | | | | | |
| PvdA | $H_{PvdA,PvdA,p}$ | 2,83 (60%) | -0,32 (3%) | -0,59 (2%) | 1,72 (20%) | 1,15 (11%) | -4,38 (0%) | 0 (4%) |
| CDA | $H_{CDA,CDA,p}$ | -0,71 (4%) | 1,88 (53%) | -0,20 (7%) | 0,97 (21%) | -0,18 (7%) | -5,78 (0%) | 0 (8%) |
| VVD | $H_{VVD,VVD,p}$ | -0,78 (3%) | -0,06 (6%) | 2,26 (64%) | 0,90 (16%) | -0,72 (3%) | -8,17 (0%) | 0 (7%) |
| D66 | $H_{D66,D66,p}$ | -0,14 (3%) | -0,21 (3%) | 0,00 (4%) | 3,09 (78%) | 0,91 (9%) | -4,31 (0%) | 0 (4%) |
| Groen Links | $H_{GL,GL,p}$ | 0,71 (3%) | -1,12 (0%) | -1,76 (0%) | 2,07 (13%) | 3,95 (82%) | -12,55 (0%) | 0 (2%) |
| klein rechts | $H_{kr,kr,p}$ | -1,43 (2%) | 0,36 (14%) | -1,41 (2%) | -0,81 (4%) | -1,22 (3%) | 1,90 (65%) | 0 (10%) |
| <i>Covariaten:</i> | | | | | | | | |
| Gelovig, uit | | | | | | | | |
| hooftarbeidersgezin | β_{ip} | -0,10 | 1,32 | 0,85 | 0,56 | -0,03 | 2,47 | |
| Gelovig, uit handarbeidersgezin | β_{sp} | -0,26 | 1,10 | -0,10 | 0,19 | -0,10 | 2,40 | |
| Gelovig, uit boerengezin | β_{sp} | 0,49 | 1,73 | 1,21 | -0,04 | -0,79 | 3,62 | |
| Niet-gelovig, uit | | | | | | | | |
| hooftarbeidersgezin | β_{sp} | -0,18 | 0,44 | 0,63 | 0,36 | -0,12 | 0,63 | |
| Niet-gelovig, uit | | | | | | | | |
| handarbeidersgezin (ref.) | - | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | 0 | |
| Niet-gelovig, uit boerengezin | β_{sp} | -0,86 | 0,87 | 1,63 | 1,21 | 0,58 | -1,90 | |

ters geven aan dat de relatieve invloed van de politieke voorkeur van vaders en moeders op de partijvoorkeur van hun kinderen sekse-specifiek is. De politieke voorkeur van vaders heeft relatief meer invloed op die van hun zoon ($0,50 + 0,07 = 0,57$) dan de politieke voorkeur van moeders ($0,50 - 0,07 = 0,43$). Verder heeft de politieke voorkeur van moeders relatief meer invloed op die van hun dochter ($0,50 + 0,06 = 0,56$) dan de politieke voorkeur van vaders ($0,50 - 0,06 = 0,44$).

In het middelste deel van tabel 4 zijn de schattingen van de μ_{ip} -parameters weergegeven. Deze parameters geven de log odds weer dat niet-gelovige kinderen uit een handarbeidersgezin (dit is de referentiecategorie) met politieke homogene ouders een bepaalde politieke partij prefereren boven het niet prefereren van een politieke partij. Op basis van deze μ_{ip} -parameters zijn de kansen berekend dat deze kinderen met politieke homogene ouders een voorkeur hebben voor de onderscheiden politieke partijen. Deze kansen zijn tussen haakjes weergegeven in tabel 4. Hieruit blijkt dat de kans groot is dat kinderen van politiek homogene ouders de partijvoorkeur van hun ouders overnemen.

Met de μ_{ip} -parameters en de sekse-specifieke socialisatie-effecten, kan de log odds worden berekend dat kinderen met politiek heterogene ouders een bepaalde politieke partij prefereren boven het niet prefereren van een politieke partij. Omdat uit de modelselectie bleek dat er sprake is van sekse-specifieke socialisatie, moet een onderscheid worden gemaakt tussen meisjes en jongens. De log odds, bijvoorbeeld, dat een niet-gelovige jongen afkomstig uit een handarbeidersgezin waarvan de vader een voorkeur heeft voor de PvdA en de moeder voor het CDA, een voorkeur heeft voor de PvdA boven het niet prefereren van een politieke partij is $1,31 (= (0,50+0,07) * 2,83 + (0,50-0,07) * -0,71)$. Voor meisjes in dezelfde situatie is deze log odds gelijk aan 0,85. De log odds laten zich omrekenen tot kansen, waarbij de kans om een voorkeur voor het PvdA te hebben voor deze jongen 28 procent is en voor het meisje 23 procent.

In het onderste gedeelte van tabel 4, zijn de parameters weergegeven die de effecten aangeven van het behoren tot de verschillende sociaal-economische klassen en het wel of niet gelovig zijn. Zoals al eerder is opgemerkt, zijn in de modellen de niet-gelovige kinderen uit een handarbeidersgezin als referentiegroep opgenomen. De parameters uit het onderste gedeelte van tabel 4 geven aan in welke mate de log odds toe- of afneemt, als kinderen tot een andere sociale groep behoren. De log odds voor gelovige jongens uit een handarbeidersgezin om de PvdA te prefereren boven het niet prefereren van een politieke partij is bijvoorbeeld $1,05 (= 1,31 - 0,26)$ en voor meisjes $0,59 (= 0,85 - 0,26)$. Op vergelijkbare wijze kan voor kinderen uit elke sociale groep de log odds worden berekend om een bepaalde politieke partij te prefereren boven het niet hebben van een politieke voorkeur.

7. Samenvatting en discussie

In deze studie is, op basis van eerder verricht politiek socialisatie-onderzoek, de intergenerationale overdracht van politieke-partijvoorkeur onderzocht. De opgestelde hypothesen zijn getoetst met gegevens van ruim 5.000 havo- en vwo-leerlingen in Nederland in 1991. Verwacht werd dat de politieke-partijvoorkeur van moeders een grotere invloed heeft op de partijvoorkeur van kinderen dan die van vaders. Bovendien veronderstelde we dat de invloed van de politieke-partijvoorkeur afhangt van de sekse van het kind. De uitkomsten van de analyses geven aan dat er in het algemeen geen verschil is tussen de invloed van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders. Wel blijkt dat de politieke-partijvoorkeur van de moeder meer invloed heeft op de partijvoorkeur van meisjes dan die van de vader, en dat de politieke-partijvoorkeur van de vader meer invloed heeft op de partijvoorkeur van jongens dan die van de moeder. Naast hypothesen over de zelfstandige effecten van de politieke-partijvoorkeur van vaders en moeders op de partijvoorkeur van hun kinderen, is verondersteld dat bij kinderen van politieke heterogene ouders het blootstaan aan de tegenstrijdige invloeden nog een extra effect heeft. Verwacht werd dat kinderen van politiek heterogene ouders relatief vaker geen politieke-partijvoorkeur hebben dan kinderen van politiek homogene ouders. Dit blijkt echter niet zo te zijn. Ook de mate van heterogeniteit blijkt in dit verband niet van belang.

Uit dit onderzoek blijkt duidelijk dat er in Nederland een relatief sterke mate van intergenerationale politieke socialisatie plaatsvindt. Met name ouders die beide eenzelfde politieke voorkeur hebben, zijn succesvol in de overdracht daarvan. Politiek heterogene ouders slagen daar minder in. Doordat in Nederland relatief veel politieke partijen zijn, is het percentage heterogene ouders groter dan in landen met een twee-partijen stelsel. Hierdoor is gemiddeld de intergenerationale overdracht van partij-voorkeur in Nederland lager dan in die andere landen. Het grote percentage kinderen met heterogene ouders leidt echter niet tot een lagere opkomst bij verkiezingen dan in andere landen. De heterogeniteit-hypothesen, zoals geformuleerd in dit onderzoek, zijn immers voor de Nederlandse situatie verworpen.

Tot slot besteden we aandacht aan beoogd vervolgonderzoek op het terrein van de politieke socialisatie. In dit artikel moesten we veronderstellen dat de door hun kinderen gepercipieerde partijvoorkeur van de ouders gelijk was aan hun feitelijke voorkeur. Verder konden we geen uitspraken doen over de wederzijdse beïnvloeding van ouders onderling en tussen kinderen en hun ouders. In toekomstig politiek socialisatie-onderzoek is daarom grootschalig survey onderzoek wenselijk, waarin zowel de kinderen als de ouders voor langere tijd

afzonderlijk gevolgd worden. Daarbij zouden bovendien andere socialisatie-agenten, zoals vrienden, familie, klasgenoten en school, expliciet in het onderzoek betrokken moeten worden.

Noten

1. Merk op dat bij het schatten van de modellen de parameters voor de diagonaalcellen en de wegingsfactor simultaan worden geschat (zie Sobel, 1981 en noot 3).
2. De diagonale referentiemodellen zijn een speciale versie van de klassieke ANOVA modellen (Hendrickx et al., 1993), en zijn eerder toegepast om de effecten van intergenerationele mobiliteit (Weakliem, 1992; Nieuwbeerta en De Graaf, 1993) en heterogamie (De Graaf en Heath, 1992) op politieke-partijvoorkeuren te bestuderen. Voor verdere statistische informatie over de diagonale referentiemodellen verwijzen we naar Sobel (1981, 1985) en Hendrickx et al. (1993).

3. Bij het schatten van de parameters van de multinomiale logistische diagonale referentiemodellen is gebruik gemaakt van SPSS-X. Gegevens de geobserveerde data $\{n_{ip}, p=1, \dots, P\}$, en een veronderstelde multinomiale steekproeftrekking, kan de loglikelihood functie omschreven worden als (Agresti, 1990, p. 40-41):

$$L = \sum n_{ip} \log(\pi_{ijk}) \quad (3)$$

Een algemeen multinomiaal logistisch kansmodel kan als volgt worden weergegeven (Agresti, 1990: 316):

$$\pi_{ijk} = \exp(\eta_{ijp}) / \sum \exp(\eta_{ijp}) \quad (1)$$

De η_{ijp} -term in deze formule is voor diagonale referentiemodellen:

$$\eta_{ijp} = (R)\mu_{ijp} + (1-R)\mu_{ijp} + B_{ip} \cdot \text{covariaat}_i \quad (2)$$

Aangezien het maximaliseren van een loglikelihood gelijk staat aan het minimaliseren van de negatieve loglikelihood, hebben we de LOSS-functie in de CNLR procedure van SPSS-X gebruikt om de parameters van de gespecificeerde modellen te schatten. Lezers kunnen voor meer informatie over het schatten van deze modellen contact opnemen met de auteurs.

4. De formule om de BIC te berekenen is: $BIC = L^2 - ndf \ln(N)$.
5. Beide heterogeniteit-hypothesen zijn ook getoetst met behulp van modellen waarbij de afhankelijke variabele is gedichotomiseerd tot het wel of niet hebben van een politieke-partijvoorkeur. Deze toetsingen leidden eveneens tot de conclusie dat beide heterogeniteit-hypothesen verworpen moeten worden.

Literatuur

- Acock, A.C. & Bengston V.L. (1980). Socialization and attribution processes: Actual versus perceived similarity among parents and youth. *Journal of Marriage and the Family*, 501-515.
- Andeweg, R. (1982). *Dutch voters adrift: On explanations of electoral change 1963-1977*. Leiden.
- Asher, H. (1980). *Presidential elections American politics: Voters, candidates, and campaigns since 1952* (herziene editie). Homewood: Dorsey Press.
- Butler, D. & Stokes, D. (1969). *Political change in Britain*. London: MacMillan.

- Campbell, A., Converse, P.E., Miller, W.E. & Stokes, D.E. (1960). *The American voter*. New York: John Wiley & Sons.
- Converse, P.E. & Pierce, R. (1986). *Political representation in France*. Cambridge: Belknap Press of Harvard University Press.
- Eijk, C. van der & Niemöller K. (1992). Netherlands. In: M. Franklin, T. Mackie & H. Valen (red.) *Electoral change: Responses to evolving social and attitudinal structures in western countries* (p. 255-283). Cambridge: Cambridge University Press.
- Flanagan, S.C. (1991). Mechanisms of social network influence in Japanese voting behavior. In: S.C. Flanagan, S. Kohei, I. Miyake, B.M. Richardson & J. Watanuki (red.) *The Japanese voter* (p. 143-197). New Haven: Yale University Press.
- Flanagan, S.C., Kohei, S., Miyake, I., Richardson, B.M. & Watanuki, J. (1991). *The Japanese voter*. New Haven: Yale University Press.
- Graaf, N.D. de & Heath, A. (1992). Husbands' and wives' voting behaviour in Britain: Class-dependent mutual influence of spouses. *Acta Sociologica*, 311-322.
- Hagendoorn, L. & Janssen J. (1983). *Rechtsomkeer: rechtsextreme opvattingen bij leerlingen van middelbare scholen*. Baarn: Ambo.
- Hart, J.J.M. de (1990). *Levensbeschouwelijke en politieke praktijken van Nederlandse middelbare scholieren*. Kampen: Kok.
- Hendrickx, J., Graaf, N.D. de, Lammers, J. & Ultee W. (1993). Models for status inconsistency and mobility: A comparison of the approaches by Hope and Sobel with the mainstream square additive model. *Quality and Quantity*, 335-352.
- Himmelweit, H.T., Humphreys, P., Jaeger, M. & Katz, M. (1981). *How voters decide: A longitudinal study of political attitudes and voting extending over fifteen years*. London: Academic Press.
- Hope, K. (1971). Social mobility and fertility. *American Sociological Review*, 1019-1032.
- Hope, K. (1975). Models of status inconsistency and social mobility effects. *American Sociological Review*, 322-343.
- Hyman, H.H. (1959). *Political socialization: A study in the psychology of political behavior*. Glencoe: Free Press.
- Janssen, J. & Voestermans, P. (1984). *Studenten in beweging*. Baarn: Ambo.
- Jennings, M.K. & Niemi, R.G. (1971). The division of political labor between mothers and fathers. *American Political Science Review*, 69-82.
- Jennings, M.K. & Niemi, R.G. (1974). *The political character of adolescence: The influence of families and schools*. Princeton: Princeton University Press.
- Jennings, M.K. & Niemi, R.G. (1981). *Generations and politics: A panel study of young adults and their parents*. Princeton: Princeton University Press.
- Langton, K.P. & Jennings, M.K. (1969). Mothers versus fathers in the formation of political orientations. In: K.P. Langton, *Political socialization*. New York: Oxford University Press, 52-83.
- Lazarsfeld, P.F., Berelson, B. & Gaudet, H. (1948). *The people's choice: How the voter makes up his mind in presidential campaigns*. New York: Columbia University Press.
- Lijphart, A. (1975). *The politics of accommodation: Pluralism and democracy in the Netherlands*. Berkeley: University of California Press (tweede herziene editie).

- Maccoby, E.E. & Jacklin, C.N. (1974). *The psychology of sex differences*. Stanford: Stanford University Press.
- Middendorp, C.P. (1991). Ideology in Dutch politics: *The democratic system reconsidered 1970-1985*. Assen: Van Gorcum.
- Niemi, R.G. (1973). Collecting information about the family: A problem in survey methodology. In: J. Dennis (red.), *Socialization to politics: a reader* (p. 464-490). New York: John Wiley & Sons.
- Niemi, R.G. (1974). *How family members perceive each other: Political and social attitudes in two generations*. New Haven: Yale University Press.
- Niemi, R.G., Ross, R.D. & Alexander J. (1978). The similarity of political values of parents and college-age youth. *Public Opinion Quarterly*, 503-520.
- Niemi, R.G., Newman, D. & Weimer, D.L. (1982). Reassessing the political influence of parents on children. *Micropolitics*, 203-217.
- Nieuwbeerta, P. & Graaf N.D. de (1993). Intergenerational class mobility and political preferences between 1970 and 1986 in the Netherlands. *Netherlands' Journal of Social Sciences*, 28-45.
- Nieuwbeerta, P. & Graaf N.D. de (1994). Sociale klasse, sociale openheid en stemgedrag in Nederland. In: J. Dronkers & W. Ultee. *Sociale stratificatie in Nederland* (in druk).
- Pinner, F.A. (1968). Cross-pressure. In: D.L. Sils (red.), *International Encyclopedia of the Social Sciences* (p. 519-522). Macmillan Company & Free Press.
- Raferty, A.E. (1986). Choosing models for cross-classifications. *American Sociological Review*, 145-146.
- Sobel, M.E. (1981). Diagonal mobility models: A substantively motivated class of design for the analysis of mobility effects. *American Sociological Review*, 893-906.
- Sobel, M.E. (1985). Social mobility and fertility revisited: Some new models for the analysis of the mobility effects hypothesis. *American Sociological Review*, 699-712.
- Sorenson, A.M. & Brownfield, D. (1991). The measurement of parental influence, assessing the relative effects of father and mother. *Sociological Methods and Research*, 511-535.
- Sperlich, P. (1971). *Conflict and harmony in human affairs: A study of cross pressures and political behavior*. Chicago: Rand McNally & Company.
- Thomassen, J. (1976). Party identification as a cross-national concept: Its meaning for the Netherlands. In: I. Budge, I. Crewe & D. Farlie (red.), *Party identification and beyond: Representations of voting and party competition*. London: John Wiley & Sons.
- Weakliem, D. (1992). Does social mobility affect political behaviour? *European Sociological Review*, 153-165.
- Westholm, A. & Niemi, R.G. (1992). Political institutions and political socialization: A cross-national study. *Comparative Politics*, 25-41.
- Wittebrood, K. (1993a). Intergenerationele overdracht van politieke-partijvoorkeur in Nederland. *Sociologische Gids*, 126-139.
- Wittebrood, K. (1993b). De verwaarlozing van 'weet niet' antwoorden: een reactie op H. van Goor. *Sociologische Gids*, 440-442.