

## VERANDERINGEN IN MATERIALISME EN POSTMATERIALISME

Marcel Croon  
Ton Heinen

In dit artikel wordt in het kader van Inglehart's theorie over waarden-oriëntaties nagegaan of er zich tijdens het laatste decennium in Nederland veranderingen of verschuivingen hebben voorgedaan in de fundamentele waarden-oriëntaties. In een cross-sectioneel onderzoeksdesign, waarbij de gegevens werden gebruikt van aselecte steekproeven uit de Nederlandse populatie op drie meetmomenten (1974, 1979 en 1985), werd aangetoond dat er zich een verschuiving heeft voorgedaan in de richting van een materialistische waarden-oriëntatie die een hoge prioriteit toekent aan economische stabiliteit en zekerheid. Hierbij werd gebruik gemaakt van analyses gebaseerd op log-lineaire en latente klassen modellen die speciaal voor rangorde-gegevens werden ontworpen.

## 1. Inleiding

In het door het werk van Inglehart (1977) geïnspireerde onderzoek naar waarden-oriëntaties, nemen de begrippen materialisme en postmaterialisme een belangrijke plaats in. In de visie van Inglehart zijn deze begrippen de uiteinden van één eendimensionele schaal. Of met dit begrippenpaar de belangrijkste veranderingen in de moderne industriële democratieën beschreven kunnen worden, is onderwerp van nog immer voortdurende debatten geweest (het zgn. value debate). Centraal daarbij staat de vraag of de door Inglehart gehanteerde indicatoren naar meer dan één dimensie verwijzen. De indicatoren die Inglehart hanteert vallen uiteen in twee sets. De eerste bestaat uit vier items die gerangordend moeten worden. De items hebben betrekking op verschillende politieke doelen en luiden als volgt:

1. De orde in dit land handhaven
2. De politieke inspraak van de burgers vergroten
3. Prijsstijgingen tegengaan
4. De vrijheid van meningsuiting beschermen

De tweede set bestaat uit acht politieke doelstellingen, waarvan de respondent de voor hem/haar drie belangrijkste en de drie minst belangrijke moet uitkiezen. De gekozen doelstellingen moeten vervolgens worden gerangordend. De formulering van die doelstellingen is als volgt:

1. Een hoge mate van economische groei handhaven
2. Zorgen voor een sterk leger in Nederland
3. De mensen meer inspraak geven bij beslissingen op het werk en in hun woonplaats
4. Proberen onze steden en ons platteland te verfraaien
5. Een stabiele economie handhaven
6. De strijd tegen de misdaad
7. Streven naar een vriendelijker en minder onpersoonlijke samenleving
8. Streven naar een samenleving waarin ideeën belangrijker zijn dan geld

In dit artikel zullen we ons beperken tot de laatste set van acht items, waarbij we ook alleen aandacht zullen schenken aan de drie doelstellingen die de respondent het meest belangrijk vindt. De drie minst belangrijke doelstellingen laten we verder buiten beschouwing. De analyse heeft dus betrekking op data die

tot stand zijn gekomen door de respondent een subset van gekozen stimuli te laten rangordenen (de zgn. 'pick k out of n and order' methode).

Traditioneel worden dergelijke gegevens vaak geanalyseerd met behulp van principale componenten analyse. Ook in de literatuur rond materialisme en postmaterialisme wordt een dergelijke procedure veelvuldig gehanteerd. Of deze analyse-procedure in de gegeven omstandigheden ook de meest aangewezen weg is, valt echter gezien de aard van de te analyseren data te betwijfelen. Immers, elke methode om de verkregen rangordening per respondent om te zetten in scores leidt tot ipsatieve metingen. Bij ipsatieve metingen is de som van alle scores gelijk voor alle respondenten, waardoor er in de datamatrix een lineaire afhankelijkheid tussen de variabelen ontstaat. Principale componenten analyse toegepast op ipsatieve metingen leidt in de praktijk van het onderzoek vaak tot problemen en is ook vanuit theoretisch oogpunt aanvechtbaar. Bij ipsatieve metingen treden immers bijna steeds negatieve correlaties tussen de variabelen op. Hierdoor gaan de principale componenten een uitgesproken bipolaire structuur vertonen en wordt het verloop van de opeenvolgende eigenwaarden in een "scree"-plot doorgaans zeer vlak. Dit laatste impliceert dat men een groot aantal principale componenten moet accepteren om tot een redelijk percentage verklaarde variantie te komen.

Een alternatieve analyse-procedure, zoals voorgesteld in dit paper, maakt gebruik van log-lineaire modellen en latente klassen analyse. Dit betekent voor ons voorbeeld in feite dat een drie-dimensionele tabel van de orde  $8 \times 8 \times 8$  geanalyseerd wordt. In het algemeen zullen de alternatieven die bij de rangordening betrokken zijn worden aangeduid met de eerste n natuurlijke getallen. Voor de notatie van de rangordening waarbij item i op de eerste plaats komt, item j op de tweede plaats en item k op de derde plaats, wordt gebruik gemaakt van het geordende drietal  $(i,j,k)$ . De geobserveerde frekwentie (dus het aantal keren dat deze rangordening wordt waargenomen) wordt aangeduid met  $f_{ijk}$ . Voor de theoretische kans dat deze rangordening voorkomt, gegeven een bepaald model wordt de notatie  $P_{ijk}$  gebruikt.

## 2. Log-lineaire analyse van rangorde gegevens

De log-lineaire analyse van gegevens, tot stand gekomen door respondenten 3 items uit een totaal van  $n$  te laten rangordenen, komt in feite neer op de log-lineaire analyse van een niet complete driedimensionele tabel. Iedere dimensie van de tabel komt overeen met een van de drie posities bij de rangordening: de eerste dimensie geeft aan welk item op de eerste plaats komt, de tweede dimensie geeft aan welk item op de tweede plaats komt en de derde dimensie heeft dan betrekking op het laats gekozen item. Dat de tabel niet compleet is wil zeggen dat de tabel een aantal structurele nullen bevat. Immers, gegeven dat item  $i$  op de eerste plaats is gekozen, kan dat zelfde item niet meer op de tweede en/of de derde plaats gekozen worden. Evenzo kan het item dat op de tweede plaats is gekozen niet meer op de derde plaats gekozen worden. Het aantal frekwenties dat maximaal ongelijk is aan nul is dus  $n(n-1)(n-2)$ . De overige  $n(3n-2)$  cellen uit de tabel bevatten dus structurele nullen. Bij de log-lineaire analyse moet nadrukkelijk rekening worden gehouden met dit feit.

Voordat aandacht gegeven wordt aan een dergelijke log-lineaire analyse, wordt eerst het verzadigde model voor een willekeurige drie-dimensionele tabel gepresenteerd:

$$\ln P_{ijk} = m + u_1(i) + u_2(j) + u_3(k) + u_{12}(i,j) + u_{13}(i,k) + u_{23}(j,k) + u_{123}(i,j,k) \quad (1)$$

De notatie die hier gebruikt wordt is analoog aan die welke gehanteerd wordt door b.v. Fienberg (1977) en Bishop, Fienberg en Holland (1975). Voor een elementaire inleiding in de log-lineaire modellen, zie Hagens en Heinen (1980). In het hierboven weergegeven model, vertegenwoordigt  $m$  een overall effect. De termen  $u_1$ ,  $u_2$  en  $u_3$  geven de hoofeffecten weer van respectievelijk de eerste, de tweede en de derde dimensie van de tabel. Zoals later zal blijken, kunnen deze effecten in de later te presenteren analyses duidelijk inhoudelijk worden geïnterpreteerd. De termen  $u_{12}$ ,  $u_{13}$  en  $u_{23}$  geven de eerste orde effecten weer. Zo geeft de term  $u_{12}$  aan in hoeverre er verband bestaat tussen het als eerste gekozen item en het als tweede gekozen item. De interpretatie van de overige twee eerste orde effecten verloopt analoog. De term  $u_{123}$  tenslotte geeft het tweede orde effect weer. Deze term kan b.v. geïnterpreteerd wor-

den als de mate waarin de samenhang tussen de eerste twee gekozen items varieert binnen categorieën van de derde dimensie.

Om tot een aanpassing te komen van dit model voor de situatie met structurele nullen, moeten een aantal restricties aan de parameters worden opgelegd. Voor de eerste orde effecten moet het volgende gelden:

$$u_{12}(i,i) = u_{13}(i,i) = u_{23}(i,i) = 0 \quad (2)$$

voor elke  $i$ . Voor de tweede orde effecten gelden de volgende restricties:

$$u_{123}(i,i,j) = u_{123}(i,j,i) = u_{123}(j,i,i) = u_{123}(i,i,i) = 0 \quad (3)$$

voor elke  $i$  en elke  $j$ , waarbij  $j \neq i$ . Deze restricties zijn echter nog niet voldoende om het model te identificeren. Daarom worden de volgende (gebruikelijke) restricties toegevoegd:

(i) voor de hoofdeffekten moet gelden:

$$\sum_i u_1(i) = \sum_j u_2(j) = \sum_k u_3(k) = 0 \quad (4)$$

(ii) voor de eerste orde effecten moet gelden:

$$\sum_{i=j} u_{12}(i,j) = \sum_{j=i} u_{12}(i,j) = 0 \quad (5)$$

Soortgelijke restricties gelden uiteraard ook voor de  $u_{13}$ - en  $u_{23}$ - termen.

(iii) voor de tweede orde effecten tenslotte moet gelden dat:

$$\sum_{i=j,k} u_{123}(i,j,k) = \sum_{j=i,k} u_{123}(i,j,k) = \sum_{k=i,j} u_{123}(i,j,k) = 0 \quad (6)$$

In het geval  $n \geq 5$ , zijn deze restricties voldoende om het model te identificeren.

Van het verzadigde model kunnen een aantal interessante hiërarchische submodellen worden afgeleid. Een eerste model verkrijgt men door alle tweede orde effecten gelijk te stellen aan nul. Dit model wordt vaak aangeduid met de notatie [12,13,23]. Een tweede groep van modellen wordt verkregen door steeds één

eerste orde effect gelijk te stellen aan nul. De drie modellen die men op deze wijze verkrijgt, worden dan aangeduid met [1,3], [2,3] en [1,2]. Vanwege het hiërarchische karakter, is in deze modellen ook de tweede orde interactie afwezig. Een derde groep van modellen ontstaat door naast de tweede orde interacties, twee sets van eerste orde effecten afwezig te veronderstellen. De hieruit voortvloeiende modellen worden als volgt genoteerd: [1,2], [1,3] en [2,3]. Het laatste model tot slot, wordt verkregen door alle tweede en eerste orde effecten gelijk te stellen aan nul. Dit model wordt aangegeven met [1,2,3]. In dit model is er sprake van volledige onafhankelijkheid tussen de drie keuzes. Vanwege het niet compleet zijn van de drie-dimensionele tabel, wordt dit model wel het quasi-onafhankelijkheids model genoemd.

Om na te gaan in hoeverre deze modellen een verklaring kunnen bieden voor het keuzegedrag van respondenten, zijn al deze modellen getoetst aan de gegevens uit drie verschillende survey's. Hierbij werd gebruik gemaakt van zelf ontworpen programmatuur die speciaal met het oog op de analyse van rangordegegevens was ontwikkeld. Door het grote aantal structurele nullen dat bij rangordegegevens in de drie-dimensionele tabellen voorkomt is de log-lineaire analyse ervan aan de hand van meer 'general purpose' programmatuur doorgaans erg omslachtig en niet zeer efficiënt. Het eerste survey betreft een internationaal vergelijkend onderzoek uit 1974 genaamd Political Action (Barnes en Kaase e.a., 1979). Uit dit onderzoek worden alleen de gegevens van de Nederlandse steekproef gebruikt (N=1201). Het tweede onderzoek is een herhaling van Political Action in 1979 (van Deth, Jennings e.a., in voorbereiding). Ook hier gebruiken we alleen de data die in Nederland zijn verzameld (N=1586). Het laatste onderzoek, tot slot, is Sociaal-culturele ontwikkelingen in Nederland, een onderzoek dat in 1985 in Nederland is gehouden (Felling e.a., 1987). De steekproefomvang bedraagt hier N=1799.

Voor de schatting van de parameters is gebruik gemaakt van "iterative proportional fitting". Voor de modellen toegepast op de gegevens van de afzonderlijke steekproeven leverde dit geen enkel probleem op. Voor de later te bespreken modellen op de gecombineerde data van de drie steekproeven gaf dit wel een probleem, omdat in de  $8 \times 8 \times 8 \times 3$  tabel een groot aantal geobserveerde frekwenties gelijk waren aan nul. In de literatuur komt men wel eens de suggestie tegen om in dit soort

situaties alle frekwenties op te hogen met een bepaalde konstante (b.v. 0.5). Omdat dat bij deze analyse zou leiden tot een wel erg groot effect op de totale steekproefomvang, is besloten om alleen de nul-frekwenties aan te passen en wel door deze te vervangen door 0.01.

De eerder beschreven log-lineaire modellen zijn aan de data uit deze drie survey's geschat. Alleen het model [12,13,23] bleek voor elke steekproef bij toetsing op het 5% niveau houdbaar. Alle andere (meer eenvoudige) modellen moesten steeds worden verworpen. Dit betekent dus dat er in elke steekproef een relatie bestaat tussen de eerste en de tweede prioriteit. Hetzelfde geldt voor de eerste en de derde prioriteit; en ook voor de tweede en de derde prioriteit. De tweede orde interactie is echter afwezig.

Door de geschatte eerste orde interacties voor de drie steekproeven met elkaar te vergelijken, zou men uitspraken kunnen doen over veranderingen in de associatie tussen de acht items over de tijd. Eveneens zou men door de hoofdeffekten voor de drie steekproeven met elkaar te vergelijken, kunnen komen tot uitspraken over veranderingen in de populariteit van de verschillende items. Een dergelijke interpretatie van de parameters laten we echter achterwege omdat uitspraken over verschuivingen in de tijd beter gebaseerd kunnen worden op "simultane" analyses op de gecombineerde data van de drie survey's.

Enkele voorbeelden van dergelijke modellen zullen nu worden besproken. Een eerste simultane model kan als volgt worden geformuleerd:

$$\ln P_{ijklg} = m + u_1(i) + u_2(j) + u_3(k) + u_4(g) + u_{12}(i,j) + u_{13}(i,k) + u_{23}(j,k) + u_{14}(i,g) + u_{24}(j,g) + u_{34}(k,g) + u_{123}(i,j,k) + u_{124}(i,j,g) + u_{134}(i,k,g) + u_{234}(j,k,g) \quad (7)$$

De indices  $i, j$  en  $k$  hebben wederom betrekking op resp. de eerste, de tweede en de derde prioriteit. De index  $g$  heeft betrekking op de groep. Deze index kan dus de waarden 1 (Political Action '74), 2 (Political Action '79) en 3 (Socon '85) aannemen. De interpretatie van de parameters verloopt analoog aan hetgeen hierover in het voorafgaande is gezegd. Merk op dat in dit model alleen de derde orde interactie ontbreekt. Dit model bleek bij toetsing een log-likelihood ratio van 344.41 op te leveren, hetgeen bij 382 vrijheidsgraden duidelijk niet signi-

ficant is ( $p=0.92$ ). Dit model fit dus zeer goed aan de gegevens maar door het groot aantal parameters (bijvoorbeeld nog alle tweede-orde interactie-termen) dat nog in het model zijn opgenomen, ligt de inhoudelijke interpretatie ervan niet zonder meer voor de hand. Gezocht moet worden naar nog spaarzamere modellen die de inhoudelijke interpretatie van de resultaten vergemakkelijkt.

Het bovenstaande model kan worden vereenvoudigd door te veronderstellen dat een aantal tweede orde interacties aan nul gelijk kunnen worden gesteld:

$$\ln P_{ijklg} = m + u_1(i) + u_2(j) + u_3(k) + u_4(g) + u_{12}(i,j) + u_{13}(i,k) + u_{23}(j,k) + u_{14}(i,g) + u_{24}(j,g) + u_{34}(k,g) + u_{123}(i,j,k) \quad (8)$$

In dit model wordt verondersteld dat er een tweede orde interactie is tussen de drie gekozen prioriteiten ( $u_{123}(i,j,k)$ ), welke echter onafhankelijk is van de variabele groep. Dit betekent dus dat de associatie tussen de drie gekozen prioriteiten in de loop van de tijd niet is veranderd. Daarnaast blijven de eerste orde interacties  $u_{14}(i,g)$ ,  $u_{24}(j,g)$  en  $u_{34}(k,g)$  echter wel gehandhaafd. Dus, er is wel samenhang tussen de drie meetmomenten enerzijds en de gekozen prioriteiten anderzijds. Verschuivingen in prioriteitenstelling zijn dus mogelijk in dit model, maar de associatie tussen de gekozen prioriteiten verandert niet. Ook dit model hoeft niet te worden verworpen. De log-likelihood ratio bedraagt 675.64 bij 628 vrijheidsgraden ( $p=0.09$ ).

Ook dit model kan verder worden vereenvoudigd door alle tweede orde interacties gelijk te stellen aan nul. Het resulterende model heeft dan de volgende vorm:

$$\ln P_{ijklg} = m + u_1(i) + u_2(j) + u_3(k) + u_4(g) + u_{12}(i,j) + u_{13}(i,k) + u_{23}(j,k) + u_{14}(i,g) + u_{24}(j,g) + u_{34}(k,g) \quad (9)$$

De interpretatie van dit model is gelijk aan die van het voorafgaande model, met dien verstande dat hier geen tweede orde interactie bestaat tussen de drie gekozen prioriteiten. Bij toetsing gaf dit model een log-likelihood ratio van 894.14 met 819 vrijheidsgraden ( $p=0.03$ ). Ook al is de overschrijdingskans in dit geval vrij gering, gegeven het zeer grote aantal vrijheidsgraden lijkt dit model toch acceptabel. Bovendien



is het verschil tussen de waarde van de log-likelihood ratio van dit model en die van het model inclusief de term  $u_{123}(i,j,k)$  niet significant (LLR=219.5, df=191, p=0.08). De hypothese dat de term  $u_{123}(i,j,k)$  gelijk is aan nul, hoeft dus niet te worden verworpen op het 5% niveau. Dit model biedt derhalve een goed uitgangspunt voor een nadere inhoudelijke interpretatie.

Allereerst richten we de aandacht op de hoofd effecten  $u_1(i)$ ,  $u_2(j)$  en  $u_3(k)$ . Deze parameters hebben betrekking op de verdeling van de variabelen die aangeven welke items op de eerste, welke op de tweede en welke op de derde plaats gekozen zijn ("gemiddeld" over de drie tijdstippen). Kortom, deze parameters hebben betrekking op de populariteit van de acht items. Dit blijkt ook als we de rangcorrelatie berekenen tussen de parameters  $u_1(i)$  en de percentages respondenten die een bepaald item als meest belangrijke hebben gekozen. Deze rangcorrelatie is gelijk aan 0.976. Voor de parameter-sets  $u_2(j)$  en  $u_3(k)$  hebben we de rangcorrelaties berekend met het percentage respondenten dat een bepaald item op de tweede, resp. op de derde plaats kiest. Deze rangcorrelaties bedragen beide 0.929. Ten aanzien van de hoofd effecten moet nog worden opgemerkt dat twee parameters vrij extreme waarden aannemen. Het item "zorgen voor een sterk leger in Nederland" is zeer impopulair. Daarentegen mag het item "de strijd tegen de misdaad" rekenen op een grote support.

De eerste orde interacties  $u_{12}(i,j)$ ,  $u_{13}(i,k)$  en  $u_{23}(j,k)$  hebben betrekking op de associatie tussen de eerste, tweede en derde keuzes. Volgens Inglehart's hypothese zou er tussen de items 1, 2, 5 en 6 een sterke positieve associatie moeten bestaan, omdat zij alle verwijzen naar een materialistisch waardenpatroon. Dit blijkt inderdaad het geval, zij het dat item 2 een licht afwijkend patroon vertoont. Dit valt echter te verklaren uit het feit dat dit item door slechts weinig respondenten gekozen wordt. De overige items (3, 4, 7 en 8) verwijzen naar een postmaterialistisch waardenpatroon en ook tussen deze items moet een hoge positieve associatie bestaan. Ook dit wordt door de resultaten ondersteund, waarbij met name de hoge samenhang tussen item 7 en item 8 opvalt. Tot slot kan nog worden vermeld dat er tussen items die tot verschillende sets behoren vrijwel steeds een negatieve associatie gevonden werd, hetgeen ook in overeenstemming is met Inglehart's hypothese.

Het meest interessant zijn de eerste orde interacties  $u_{14}(i,g)$ ,  $u_{24}(j,g)$  en  $u_{34}(k,g)$ . Deze parameters geven aan in hoeverre de eerste, tweede en derde keuzes in de loop van de tijd zijn veranderd. Bestudering van deze parameters leidt tot de volgende conclusies:

1. drie van de vier postmaterialistische items hebben duidelijk aan populariteit ingeboet (items 3, 4 en 8).
2. het overige postmaterialistische item (item 7) is meer populair geworden.
3. bij de materialistische items zijn de items 1 en 5 zeer populair geworden, waarbij opvalt dat de populariteitsstijging zich met name heeft voorgedaan bij de Socon-gegevens. Dit laatste is niet verwonderlijk omdat het beide economisch georiënteerde items zijn, en de werkgelegenheidsproblematiek pas in de jaren tachtig erg nijpend is geworden.
4. de overige twee materialistische items zijn niet gestegen in populariteit. Item 2 niet omdat dit altijd een zeer impopulair item is geweest, en item 6 niet omdat dit het meest populaire item is en daardoor plafond effecten een rol gaan spelen.

Ter illustratie zijn in tabel 1 de schattingen voor de  $u_{14}(i,g)$ -parameters opgenomen.

Tabel 1: Vergelijking van de geschatte  $u_{14}(i,g)$ -parameters

	Pol. Action '74	Pol. Action '79	Socon '85
item 1	-0.3016	-0.2577	0.5593
item 2	-0.0417	-0.0605	0.1022
item 3	0.2841	0.0486	-0.3327
item 4	0.6061	-0.1529	-0.4532
item 5	-0.3642	0.0453	0.3188
item 6	0.0248	0.0182	-0.0430
item 7	-0.4779	0.2228	0.2551
item 8	0.2703	0.1361	-0.4064

Globaal kan dus geconcludeerd worden dat er enige verschuiving is opgetreden in de richting van een meer materialistisch waardenpatroon. In de volgende paragraaf zal nog verder worden ingegaan op deze inhoudelijke conclusies.

### 3. Latente klassen analyse van rangorde gegevens

In de vorige paragraaf werd gepoogd om door middel van een aantal log-lineaire analyses veranderingen en verschuivingen in waardenpatronen te beschrijven. Bij deze analyses bleven we steeds op het manifeste niveau werken. In een poging om de geconstateerde verschuivingen dieper te interpreteren doen we in deze paragraaf een beroep op een latente klassen model dat speciaal voor de analyse van rangorde gegevens werd ontworpen. Latente klassen analyse is een verbijzondering van "Latent structure analysis" (Lazarsfeld en Henry, 1968). Latente klassen analyse is met name bekend geworden door het werk van Goodman (Goodman, 1978). In het meest simpele latente klassen model wordt het bestaan van één latente variabele gepostuleerd. Deze variabele is van nominaal nivo en de verschillende categorieën van deze variabele noemt men latente klassen. Voorts wordt verondersteld dat de manifeste variabelen binnen deze latente klassen onafhankelijk van elkaar zijn (local independence). Dit model kan echter worden ggeneraliseerd naar situaties met verschillende latente variabelen (Hagenaars, 1985).

Ook latente klassen modellen kunnen worden gebruikt voor analyses op gegevens, verkregen door 3 items uit een totaal van  $n$  te selecteren en te rangordenen. We veronderstellen dat de populatie uiteenvalt in  $T$  latente klassen. Een willekeurige latente klasse wordt aangeduid met de index  $t$ . Voorts wordt de kans dat in latente klasse  $t$  de rangorde  $(i,j,k)$  wordt geobserveerd, aangeduid met  $q_{ijk|t}$ . Voor de volledigheid zij vermeld dat  $q_{ijk|t}$  alleen bepaald is voor de drievouden  $(i,j,k)$  waarbij alle indices van elkaar verschillen. De proportie personen uit de populatie in latente klasse  $t$  wordt tot slot aangegeven met  $\pi_t$ . Gegeven de eerder gemaakte assumpties geldt dan:

$$P_{ijk} = \sum_{t=1}^T q_{ijk|t} \pi_t \quad (10)$$

Dit model kan verder worden vereenvoudigd door restricties op te leggen aan de kansen  $q_{ijk|t}$ . We maken in dit paper alleen gebruik van modellen waarbij de kansen  $q_{ijk|t}$  verondersteld worden te voldoen aan de assumptie van lokale onafhankelijkheid. Dit betekent dat voor de termen  $q_{ijk|t}$  het volgende (log-lineaire) quasi-onafhankelijkheidsmodel opgaat:

$$\ln q_{ijk|t} = m_t + u_{1t}(i) + u_{2t}(j) + u_{3t}(k) \quad (11)$$

In dit eenvoudige model komen dus geen eerste en tweede orde interacties voor wat betreft de manifeste variabelen. Voor de schatting van de parameters uit dit model is gebruik gemaakt van het EM-algoritme. Voor een meer diepgaande uiteenzetting over latente klassen modellen voor rangorde gegevens verwijzen wij naar Croon (1986 en 1988). Zoals dat ook in de vorige paragraaf het geval was, worden hier eerst de resultaten besproken van analyses op de afzonderlijke gegevensbestanden. Daarna wordt weer ingegaan op een simultane analyse.

Voor alle drie de survey's zijn een aantal latente klassen modellen geschat, waarbij het aantal latente klassen T varieert van 1 tot en met 4. Een aantal resultaten van deze analyses staan vermeld in tabel 2, zoals de waarde van de log-likelihood ratio, het aantal vrijheidsgraden, de overschrijdingskans en een tweetal criteria die men kan hanteren voor de modelselectie. Deze criteria zijn het Akaike informatie criterium, afgekort AIC, en het Schwarz criterium dat we verder aangeven met SC. Een bespreking van deze criteria is te vinden in Sclove (1987) en Bozdogan (1987).

Tabel 2: Overzicht van de globale resultaten van de latente klassen analyses in de drie steekproeven.

	T	L	df	p	AIC	SC
Pol. Action '74	1	570.25	314	0	612.25	718.23
	2	324.53	292	0.092	410.53	627.53
	3	289.87	270	0.194	419.87	747.91
	4	260.86	248	0.275	434.86	873.92
Pol. Action '79	1	558.46	314	0	600.46	712.78
	2	329.27	292	0.066	415.27	645.26
	3	275.33	270	0.399	405.33	752.99
	4	239.43	248	0.640	413.43	878.76
Socon '85	1	901.63	314	0	943.63	1058.71
	2	440.15	292	0	526.15	761.78
	3	368.58	270	0	498.58	854.77
	4	296.96	248	0.018	470.96	947.70

Op basis van deze resultaten kunnen we op grond van de drie criteria (de overschrijdingskans, AIC en SC) tot een duidelijke keuze komen van een model voor de beide Political Action sur-

vey's. Het model met twee latente klassen geeft de laagst criterium waarden en een overschrijdingskans van meer dan 5%. Bij de Socon data ligt de zaak minder eenduidig. Het SC criterium wijst ook hier in de richting van een model met twee latente klassen, maar het AIC criterium en de overschrijdingskans geven aan dat een model met meer dan 4 vier latente klassen gebruikt zou moeten worden. Omwille van de vergelijkbaarheid, én op basis van de theoretische verwachting dat er een onderscheid bestaat tussen twee groepen (materialistisch en postmaterialistisch) , kiezen we ook hier voor het model met twee latente klassen. Overigens zullen wij in het hiernavolgende de keuze van het uiteindelijke model altijd op het SC-criterium baseren. Een argument dat voor dit criterium pleit, is dat het niet uitsluitend het aantal vrije parameters bij de modelselectie betreft, maar dat het ook rekening houdt met de steekproefomvang. Als gevolg hiervan kan worden verwacht dat het SC-criterium in een grote steekproef minder vaak tot "overfitting" aanleiding zal geven dan het AIC-criterium, dat met de steekproefomvang geen rekening houdt.

Om inzicht te krijgen in het kenmerkende karakter van deze twee latente klassen, moeten we de modelparameters  $u_{1t(i)}$ ,  $u_{2t(j)}$  en  $u_{3t(k)}$  nader bestuderen. We geven hier alleen de resultaten die betrekking hebben op de eerste keuze. We gebruiken in dit geval niet de parameters uit het additieve model, dus de  $u_{1t(i)}$  parameters, maar in plaats daarvan de parameters uit het multiplicatieve model, dus de anti-logarithmen van de  $u_{1t(i)}$  parameters. De waarden van de parameters uit het multiplicatieve model zijn op een evenredigheidsconstante na bepaald. De reden waarom hier parameters uit het multiplicatieve model worden gebruikt is dat sommige schattingen gelijk zijn aan nul. In dergelijke gevallen kunnen de parameters uit het additieve model uiteraard niet bepaald worden. De resultaten staan in tabel 3.

Omdat de waarden in tabel 3 betrekking hebben op parameters uit het multiplicatieve model, moeten niet verschillen, maar verhoudingen tussen de waarden bepaald worden om tot interpretaties van de resultaten te komen. Echter, omdat de multiplicatieve parameters op een evenredigheidsconstante na bepaald zijn, heeft het weinig zin om gewone verhoudingen te bepalen. Om te corrigeren voor deze onbepaaldheid, is voor elk item de volgende verhouding bepaald:

Tabel 3: Geschatte eerste keuze parameters in de drie steekproeven onder het latente klassen model met twee klassen.

	Pol. Action '74		Pol. Action '79		Socon '85	
	I	II	I	II	I	II
item 1	1.02	0.35	1.41	0.04	2.46	0.24
item 2	0.24	0.00	0.23	0.00	0.21	0.03
item 3	1.31	4.07	1.28	2.09	0.59	1.95
item 4	0.40	0.37	0.19	0.12	0.08	0.14
item 5	2.36	1.48	3.52	2.19	5.17	1.95
item 6	12.60	1.05	8.65	2.04	8.03	1.76
item 7	0.43	4.86	1.10	8.24	1.00	8.57
item 8	0.42	4.41	0.68	2.35	0.18	2.20

$$\text{Ratio}_1 = \frac{a_{i1}/\sum_i a_{i1}}{a_{i2}/\sum_i a_{i2}} \quad (12)$$

waarbij  $a_{i1}$  de multiplicatieve parameter is die betrekking heeft op de eerste keuze van item  $i$  in klasse 1 en  $a_{i2}$  de overeenkomstige parameter is voor klasse 2. Soortgelijke ratio's zijn uiteraard ook te berekenen voor de tweede en derde keuze parameters. De ratio's voor de eerste keuze parameters staan vermeld in tabel 4.

Tabel 4: Ratio's van eerste keuze parameters uit eerste en tweede klasse in de drie steekproeven.

	PA '74	PA '79	Soc '85
item 1	2.63	35.16	9.79
item 2	$\infty$	$\infty$	6.10
item 3	0.29	0.61	0.29
item 4	0.97	1.62	0.52
item 5	1.42	1.61	2.52
item 6	10.75	4.25	4.33
item 7	0.08	0.13	0.11
item 8	0.08	0.29	0.08

Uit de waarden van deze ratio's kan men aflezen dat de parameterwaarden voor de materialistische items (de items 1, 2, 5 en 6) in klasse 1 veel hoger zijn dan de overeenkomstige waarden in klasse 2. Voor item 2 neemt de ratio zowel in Political Action 1974 als in Political Action 1979 een oneindig grote

waarde aan. Dit komt uiteraard doordat voor dit item in de beide analyses de waarde van de multiplicatieve parameter voor de tweede latente klasse aan nul gelijk was. Ook de extreme positie van het tweede item komt uit deze gegevens duidelijk naar voren. Latente klasse 1 is dus te beschouwen als de materialistische klasse. De overige vier items verwijzen naar een postmaterialistische waardenoriëntatie. De ratio's voor deze items zouden dus kleiner dan één moeten zijn. Voor drie postmaterialistische items blijkt dit ook te kloppen. Alleen item 4 vertoont een afwijkend patroon, maar zoals eerder is gesteld zou dit te maken kunnen hebben met het feit dat dit item bijzonder populair is. Al met al is deze tweede latente klasse dus te kenmerken als de postmaterialistische klasse. Analyses zoals hierboven vermeld, zijn ook uitgevoerd voor de parameterwaarden behorende bij de tweede en de derde keuzes. De uitkomsten hiervan bevestigen dat de twee latente klassen te karakteriseren zijn als een materialistische en een postmaterialistische klasse, al is het beeld dat uit deze analyses naar voren kwam wat minder pregnant. Dit is niet verwonderlijk als men zich realiseert dat de verschillen tussen individuen het meest geprononceerd aan het licht komen bij de eerste (en dus meest belangrijke) keuze.

Ter karakterisering van de latente klassen zou ook de volgende samenvattende maat gebruikt kunnen worden:

$$\text{Ratio}_2 = \frac{a_{1t} + a_{2t} + a_{5t} + a_{6t}}{a_{3t} + a_{4t} + a_{7t} + a_{8t}} \quad (13)$$

De termen  $a_{1t}, \dots, a_{8t}$  kunnen betrekking hebben op de eerste, de tweede of de derde keuze. Deze ratio geeft dus aan wat de gemiddelde schaalwaarde van de materialistische items is ten opzichte van de gemiddelde schaalwaarde van de postmaterialistische items. Omdat het hier gaat om multiplicatieve parameters, zou de berekening van een geometrisch gemiddelde meer voor de hand liggend zijn geweest. Maar ook hier stuiten we op het probleem dat bepaalde schattingen van de parameterwaarden gelijk zijn aan nul. Vandaar dat voor de berekening van een gewoon gemiddelde is gekozen. De waarden van deze ratio's staan in tabel 5 weergegeven.

Tabel 5: Ratio's tussen gemiddelde schaalwaarden voor materialistische en postmaterialistische items, opgesplitst naar steekproef, rangpositie en klasse.

		Ratio <sub>2</sub>	
		Klasse 1	Klasse 2
Pol. Action '74	eerste keuze	6.33	0.21
	tweede keuze	2.75	0.19
	derde keuze	1.12	0.32
Pol. Action '79	eerste keuze	4.25	0.33
	tweede keuze	2.73	0.24
	derde keuze	1.60	0.38
Socon '85	eerste keuze	8.57	0.31
	tweede keuze	5.19	0.23
	derde keuze	2.25	0.40

De interpretatie van de ratio's in deze tabel is betrekkelijk eenvoudig. Zo geldt voor Political Action 1974 dat de gemiddelde schaalwaarde van de materialistische items in latente klasse 1, 6.33 maal zo hoog is als de gemiddelde schaalwaarde van de postmaterialistische items. De gemiddelde schaalwaarde van de postmaterialistische items in latente klasse 2 is 4.76 (=1/0.21) maal zo hoog als de gemiddelde schaalwaarde van de materialistische items. Als men het patroon van de ratiowaarden overziet, blijkt duidelijk dat latente klasse 1 de materialistische klasse is, terwijl klasse 2 de postmaterialistische klasse is. Ook wordt uit deze gegevens duidelijk dat deze verschillen tussen de beide latente klassen bij de eerste keuze het sterkst naar voren komen.

Nu duidelijk is welke inhoudelijke interpretatie gegeven moet worden aan de twee latente klassen, is het interessant om de aandacht te vestigen op de relatieve omvang van de beide klassen. Tabel 6 geeft deze informatie.

Tabel 6: Relatieve omvang van de latente klassen in de drie steekproeven.

	Klasse 1	Klasse 2
Political Action 1974	0.5722	0.4278
Political Action 1979	0.5392	0.4608
Socon 1985	0.6622	0.3378



Omdat de relaties tussen de latente klassen en de manifeste variabelen in de drie survey's verschillen, is het niet zonder meer geoorloofd de relatieve omvang van de twee latente klassen voor de drie tijdstippen met elkaar te vergelijken. Toch wijzen de bovenstaande gegevens op een verschuiving in de richting van een materialistisch waardenpatroon. Deze conclusie stemt overeen met hetgeen naar voren kwam uit de log-lineaire analyses in de vorige paragraaf.

Ook in het geval we met latente klassen werken, is het beter om conclusies ten aanzien van verschuivingen die in de tijd wel of niet zijn opgetreden, te baseren op een simultane analyse van de drie databestanden. Het model dat voor de simultane analyse gebruikt is, kan als volgt worden geschreven:

$$P_{ijk|g} = \sum_{t=1}^T q_{ijk|t} \pi_{t|g} \quad (14)$$

In dit model geeft  $p_{ijk|g}$  de kans weer, dat antwoordpatroon  $(i,j,k)$  voorkomt in groep  $g$ , waarbij de index  $g$  betrekking heeft op het meetmoment. De voorwaardelijke kans dat antwoordpatroon  $(i,j,k)$  gegeven wordt in latente klasse  $t$  geven we weer met  $q_{ijk|t}$ . Tot slot wordt de voorwaardelijke kans dat men tot latente klasse  $t$  behoort, gegeven dat men in groep  $g$  zit aangeduid met  $\pi_{t|g}$ . We veronderstellen wederom dat de kansen  $q_{ijk|t}$  bepaald worden volgens het quasi-onafhankelijkheidsmodel:

$$\ln q_{ijk|t} = m_t + u_{1t}(i) + u_{2t}(j) + u_{3t}(k) \quad (15)$$

Dit simultane latente klassen model is aan de hand van de gegevens geschat, waarbij het aantal latente klassen  $T$  varieerde van 1 tot en met 6. Gegevens met betrekking tot de modeltoetsen en de selectiecriteria zijn te vinden in tabel 7.

De modeltoetsen en het AIC criterium wijzen in de richting van een model met meer dan 6 latente klassen. Een dergelijk model is echter inhoudelijk gesproken veel te complex. Het SC criterium geeft aan dat we hier met 4 latente klassen zouden kunnen volstaan. Voor de verdere interpretatie richten we ons dan ook op dit model. Allereerst geven we de waarden weer van de mutiplicatieve parameters die op de eerste keuze betrekking hebben. Ook deze parameters zijn op een evenredigheidsconstante na bepaald. Om de parameters in de verschillende latente klassen met elkaar te kunnen vergelijken, zijn de parameters dusdanig her-

schaald, dat de som van de parameters binnen elke latente klasse gelijk is aan één.

Tabel 7: Overzicht van de globale resultaten van de simultane latente klassen analyses.

T	L	df	p	AIC	SC
1	2571.43	984	0	2613.43	2635.36
2	1569.11	960	0	1659.11	1740.41
3	1183.69	936	0	1321.59	1475.74
4	1050.04	912	0.001	1236.04	1471.57
5	999.11	888	0.005	1233.11	1556.29
6	939.16	864	0.038	1221.16	1636.93

Tabel 8: Geschatte eerste keuze parameters in de vier klassen.

	Klasse 1	Klasse 2	Klasse 3	Klasse 4
item 1	0.192	0.023	0.000	0.033
item 2	0.015	0.000	0.003	0.010
item 3	0.033	0.258	0.019	0.112
item 4	0.002	0.013	0.000	0.029
item 5	0.294	0.084	0.181	0.104
item 6	0.425	0.001	0.221	0.618
item 7	0.030	0.383	0.551	0.036
item 8	0.011	0.238	0.025	0.057

Aan de hand van deze gegevens kunnen de vier latente klassen nu als volgt worden gekarakteriseerd. De eerste latente klasse is een zuivere materialistische klasse. De schaalwaarden van de items 1, 5 en 6 zijn betrekkelijk hoog. Alleen item 2 (ook een materialistisch item) valt uit de toon, maar zoals eerder opgemerkt is dit item in de Nederlandse situatie een zeer impopulair item. De tweede latente klasse is een duidelijke postmaterialistische klasse. De items 3, 7 en 8 hebben hoge schaalwaarden in deze klasse. Ook hier gedraagt één item zich niet zoals theoretisch zou worden verwacht, namelijk item 4. Voor dit item geldt echter hetzelfde als voor item 2 : het is een impopulair item. De derde latente klasse is een duidelijke mengvorm. Hier scoren de items 5, 6 en 7 hoog. Dus twee materialistische en een postmaterialistisch item. Wat voor soort personen nu tot deze klasse gerekend moeten worden, is nog niet duidelijk omdat we in dit paper de relatie van de indeling in latente klassen

met externe variabelen niet verder onderzocht hebben. De laatste latente klasse wordt gekenmerkt door slechts één item, namelijk item 6 (de strijd tegen de misdaad). We zouden deze latente klasse daarom kunnen beschouwen als een zuivere "law and order" klasse.

Ook de parameters die betrekking hebben op de tweede en de derde keuze kunnen op een dergelijke wijze worden onderzocht. We geven de waarden van deze parameters hier niet weer, maar volstaan met de opmerking dat het patroon van deze parameters volkomen overeenstemt met het patroon van de eerste keuze parameters.

Tot slot gaan we nog in op de relatieve omvang van de vier latente klassen op de drie meetmomenten. De gegevens staan in tabel 9.

Tabel 9: Relatieve omvang van de latente klassen in de drie steekproeven.

	Klasse 1	Klasse 2	Klasse 3	Klasse 4
Political Action 1974	0.096	0.277	0.042	0.585
Political Action 1979	0.180	0.231	0.281	0.307
Socon 1985	0.506	0.166	0.263	0.064

De omvang van latente klasse 1 (de zuivere materialistische klasse) is van nog geen 10% in 1974 gestegen tot meer dan 50% in 1985. De omvang van latente klasse 2 (de postmaterialistische klasse) is daarentegen afgenomen. De derde klasse was in 1974 nog nauwelijks van belang, terwijl in 1985 al meer dan een kwart van de Nederlanders tot deze latente klasse gerekend moet worden. De zuivere "law and order" klasse (klasse 4 dus) was zeer omvangrijk in 1974, maar is in de loop van de tijd een qua omvang verwaarloosbare klasse geworden.

Ook deze resultaten wijzen dus duidelijk in de richting van een verschuiving naar een meer materialistisch waardenpatroon, met een accent op de economisch georiënteerde items.

#### 4. Conclusies

In dit artikel hebben we onderzocht in hoeverre er veranderingen zijn opgetreden in materialisme en postmaterialisme. Daartoe hebben we gebruik gemaakt van log-lineaire analyses en latente klassen modellen. We hebben ons beperkt tot cross-sectionele analyses. Of deze technieken ook gebruikt kunnen worden voor soortgelijke analyses op paneldata, moet nog verder worden onderzocht. Ook zou nog nader moeten worden bekeken of de voorgestelde analyseprocedure uitgebreid kan worden voor de situatie waarbij alle Inglehart-indicatoren worden onderzocht, dus inclusief de drie minst geprefereerde items en de vier doelstellingen die volledig gerangordend moeten worden. In dat verband zou dan ook aandacht moeten worden gegeven aan de vraag of men op een aantal punten niet beter andere indicatoren zou kunnen gebruiken.

Immers, uit de analyses die we in het kader van dit paper hebben verricht is duidelijk geworden dat sommige items bijzonder impopulair zijn. Dit geldt met name voor item 2 (zorgen voor een sterk leger). Dit item was oorspronkelijk voorgesteld door Inglehart om de "law and order" dimensie van materialisme te meten, samen met item 6 (de strijd tegen de misdaad). Item 2 blijkt in ieder geval in de Nederlandse situatie niet goed te werken. Ook item 4 is niet erg populair. Ook voor dit item zou een alternatief overwogen moeten worden.

De belangrijkste inhoudelijke conclusie die we hebben getrokken, is dat er in de Nederlandse situatie sprake is van een verschuiving in de richting van een meer materialistisch waardenpatroon. Bij alle analyses die we hebben verricht kwam dit beeld naar voren. Daarbij viel tevens op dat deze verschuiving met name tot stand is gekomen doordat de economisch georiënteerde items aan populariteit hebben gewonnen. Dat dit in ieder geval voor een belangrijk deel kan worden verklaard uit de problemen die zijn voortgekomen uit de economische recessie, lijkt een voor de hand liggende conclusie. Of er hierbij nog andere belangrijke factoren een rol spelen, zou nader onderzocht moeten worden door een aantal externe variabelen in de analyses te betrekken.

## VOETNOTEN

- (1) De bijdrage van M. Croon vond plaats in het kader van het Zwaartepuntproject: De verdelingsproblematiek in de sociale zekerheid. De bijdrage van T. Heinen vond plaats in het kader van het onderzoek Sociaal-culturele ontwikkelingen in Nederland.

## BIBLIOGRAFIE

BARNES, S.H. & KAASE, M.

1979 Political Action: Mass Participation in five Western Democracies, Sage, Beverly Hills.

BISHOP, Y.H.M., FIENBERG, S.E. & HOLLAND, P.W.

1975 Discrete Multivariate Analysis, MIT press, Cambridge.

BOZDOGAN, H.

1987 Model Selection and Akaike's Information Criterion: the General Theory and its Analytical Extension, Psychometrika, 52: 345-370.

CROON, M.A.

1986 Een latente klassemiddel voor rangorde gegevens, in: Bijnen, E.J. en Segers, J.H.G. (eds.) Onderzoeken: reflecteren en meten, Tilburg University Press.

CROON, M.A.

1988 Latent-class-Modelle für die Analyse von Rängen. Zeitschrift für experimentelle und angewandte Psychologie, 35: 1-22.

DETH, J. VAN, JENNINGS, M.K. e.a.

1989 Continuities in Political Action. In voorbereiding.

FELLING, A., PETERS, J. & SCHREUDER, O.

1985 Religion in Dutch Society 85; documentation of a national survey on religious and secular attitudes in 1985, Steinmetz Archive, Amsterdam.

FIENBERG, S.E.

1977 The analysis of Cross-classified Categorical Data, MIT press, Cambridge.

GOODMAN, L.A.

1978 Analyzing Qualitative/Categorical Data: Log-linear Models and Latent-structure Analysis, Abt Books, Cambridge.

**HAGENAARS, J.A.P. & HEINEN, A.G.J.J.**

1980 Analyse van Contingentietabellen met behulp van het Log-lineaire Model, in: Segers, J.H.G. en Hagenaars, J.A.P. (eds.) Sociologische Onderzoeksmethoden; deel II, Technieken van Causale Analyse, hoofdstuk 6: 185-258, van Gorcum, Assen.

**HAGENAARS, J.A.P.**

1985 Loglineaire Analyse van Herhaalde Surveys, Dissertatie, Tilburg.

**INGLEHART, R.**

1977 The Silent Revolution: Changing Values and Political Styles among Western Publics, Princeton University Press, Princeton.

**LAZARSFELD, P. & HENRY, N.W.**

1968 Latent Structure Analysis, Houghton Mufflin, New York.

**SCLOVE, S.L.**

1987 Application of Model-selection Criteria to some Problems in Multivariate Analysis, Psychometrika, 52: 333-343.