

EEN "TESTBEELD" VAN DE NEDERLANDSE OMROEPEN

Hoewel men in ons land meestal lid wordt van een omroep door zich te abonneren op het programmablade van die omroep, lijkt het niet waarschijnlijk dat de keuze voor een lidmaatschap uitsluitend bepaald wordt door de kwaliteiten van dat blad. Andere denkbare kenmerken die een rol kunnen spelen bij het kiezen voor het lidmaatschap van een omroep zijn bijvoorbeeld: kwaliteit en verscheidenheid van de tv- en radioprogramma's, vervulling van specifieke individuele wensen, politieke of ideologische stellingnames. Zelfs voor diegenen die geen lid zijn van een omroep, zou men kunnen veronderstellen dat zij de voorkeur uit laten gaan naar één of meer omroepen op grond van voornoemde kenmerken. Ook in het licht van de actuele discussies over het eventueel houden van "omroepverkiezingen" zijn deze kenmerken van belang, omdat het voor de hand ligt te veronderstellen dat een individuele keuze bij een verkiezing mede bepaald wordt door deze kenmerken. Wellicht is het mogelijk door het afzetten van de posities van de omroepen op deze beoordelings-kenmerken tegen persoonlijke voorkeuren op dezelfde dimensies, enig inzicht te verkrijgen in het keuzeproces dat tot een bepaalde voorkeur leidt.

Een voorbeeld van een dergelijke benadering op het gebied van de massakommunikatie is te vinden bij Lehmann (1971). Gekonfronteerd met de vraag wat de keuze voor tv-programma's bepaalde, ging hij ervan uit dat deze keuze voornamelijk afhing van de mate waarin de diverse programma's op een aantal belangrijke kenmerken individuele wensen bevredigden. Om deze veronderstelling te toetsen ontwikkelde hij een keuzemodel gebaseerd op een vergelijking per kenmerk (attribuut of dimensie) van de door een individu aan het programma toegekende positie en de positie op het kenmerk, die het individu het liefst zou zien (ideaal punt).

Lehmann selekteerde 6 kenmerken (dimensies) waarop 20 programma's (bijvoorbeeld *Bonanza*, *Peyton Place*, *NFL Football*, *Walter Cronkite News*) beoordeeld moesten worden. Daarnaast vroeg hij ook aan elk individu de 20 programma's naar voorkeur te rangordenen én op elk der 6 kenmerken hun eigen "ideale" waarde aan te geven. Op grond van zijn model bleek hij zeer goed in staat de individuele preferenties te voorspellen, beter bijvoorbeeld dan door vragen naar kijkgedrag, demografische variabelen en enkele algemene attitudes. Uiteraard zou een simpele vergelijking van het type "vind ik leuk — vind ik niet leuk" een nog betere voorspelling van de voorkeur gegeven hebben, maar het resultaat hiervan verschaft niet veel inzicht in de verklarende factoren van de keuze-patronen.

Wanneer men een dergelijke benadering op het voorspellen van omroepvoorkeur zou willen toepassen, is het evenzeer van essentieel

belang dat men erin slaagt een aantal kenmerken te isoleren die een belangrijke rol spelen bij het beoordelen en kiezen. Een methode die veel gebruikt wordt bij het onderzoeken van de perceptie van objecten is die waarbij vooraf een aantal kenmerken gespecificeerd worden, waarvan het vermoeden bestaat dat ze een belangrijke plaats innemen. Vanzelfsprekend kan een dergelijk vermoeden ondersteund worden door empiries onderzoek. Meestal is echter sprake van een groot aantal mogelijke kenmerken die men probeert te reduceren door kluster- of factoranalyse. Daarvoor geldt het bezwaar dat de interpretatie van de onderliggende beoordelingsdimensies gebaseerd is op een bepaald relatie-patroon van de reeds vóóraf door de onderzoeker gekozen attributen of kenmerken. De onderzoeker kan relevante kenmerken over het hoofd hebben gezien of de kenmerken zodanig selekteren dat bepaalde onderliggende beoordelingsdimensies er wel uit "moeten" komen.

Een methode waarvoor dit bezwaar niet geldt, is de meerdimensionale schaaltechniek (Shepard et al., 1972; Ahrens, 1974) die tot doel heeft het representeren van gelijkenisoordeelen tussen paren objecten in een meerdimensionale ruimte. Wij noemen het beeld dat iemand heeft van een verzameling objecten met betrekking tot voor hem/haar relevante kenmerken de *interne kognitieve kaart*. Met behulp van de meer-dimensionale schaaltechniek kan deze interne kaart omgezet worden in een *externe*: een meerdimensionale ruimte waarin de objecten als punten zijn gerepresenteerd en de dimensies (het assenstelsel) duiden op de belangrijkste beoordelingskenmerken. De interpretatie van deze dimensies gebeurt door de onderzoeker op basis van de plaats van de punten op de diverse dimensies. Ook hier is de interpretatie dus een subjektieve zaak, maar de methode heeft het voordeel dat een individu de beoordelingskenmerken zelf kan kiezen.

Dikwijls is het ook mogelijk een dergelijke interpretatie te onderbouwen door de gevonden dimensies te vergelijken met ordeningen van stimuli op vooraf gespecificeerde attributen. Het attribuut dat dan op grond van de posities van de stimuli daarop het hoogst korreleert met de gevonden dimensie impliceert de meest waarschijnlijke interpretatie (Bronner, de Hoog, 1976).

Een belangrijk probleem bij het beschouwen van beoordelingsattributen die voortkomen uit een multidimensionale analyse is of deze generaliseerbaar zijn naar alle denkbare stimuli binnen hetzelfde domein. Men kan zich immers afvragen of het toevoegen (of weglaten) van stimuli de dimensionaliteit, de configuratie en de interpretatie van de dimensies, die hoort bij de oorspronkelijke verzameling, ongeschonden laat. Voor een aantal vanuit sociaal-wetenschappelijk oogpunt interessante objecten (politieke partijen, omroepen, vakbonden) is dit toevoegen door de onderzoeker niet altijd mogelijk. Slechts indien zich in de werkelijkheid dergelijke veranderingen voordoen (een nieuwe partij, een nieuwe omroep) is de onderzoeker in staat deze problematiek nader te onderzoeken.

Dit artikel omvat de vastlegging van de resultaten van twee onderzoeken naar de perceptie van de Nederlandse omroepen: één onderzoek werd in 1971 verricht (Bronner, de Hoog, 1971) en het andere betreft een replikatie van dit onderzoek in het voorjaar van 1975.

Een vergelijking van de resultaten van beide onderzoekingen zal direkt gekoppeld zijn aan een aantal in deze inleiding naar voren gebrachte problemen zoals: is de perceptie van de omroepen door individuen tamelijk invariant over een lange periode (ca. 4 jaar); wat is het gevolg van de opkomst van een nieuwe omroep (i.c. de Evangelische Omroep) voor de ruimtelijke representatie en de interpretatie van de beoordelingsdimensies; welke beoordelingsdimensies spelen nu een rol bij het vergelijken en beoordelen van omroepen. Tenslotte zal enige aandacht worden besteed aan mogelijk toekomstig onderzoek op dit terrein.

1. HET ONDERZOEK UIT 1971

1.1. METHODE VAN ONDERZOEK

Een voorwaarde voor het gebruik van de multidimensionale schaaltechniek is een rangorde van gelijkenissen tussen paren stimuli. Een dergelijke rangorde kan men via een groot aantal verschillende methoden verkrijgen. De meest complete methode is die van de paarsgewijze vergelijking van paren. Als Q de verzameling stimuli is, dan komt deze methode er op neer dat aan alle respondenten gevraagd wordt te bepalen voor alle

$x, y, z, w \in Q$ of

$\delta(x, y) > \delta(w, z)$ dan wel $\delta(w, z) > \delta(x, y)$

d.w.z. de gelijkenis tussen x en y overtreft die tussen w en z of omgekeerd. Deze methode leidt tot een volledig diagonale datamatrix (Bezembinder, 1970; Roskam, 1970a). Omdat deze methode zeer omslachtig is bij grotere aantallen stimuli kozen wij voor de *triadenmethode*. Daarbij werd aan de respondenten steeds een drietal omroepen voorgelegd, (bv. NOS, TROS, VPRO) met het verzoek de twee aan te wijzen die het meeste en de twee die het minste op elkaar leken; daaruit kon dan de volgende informatie worden afgeleid voor alle $x, y, z \in Q$:

$\delta(x, y) > \delta(y, z) > \delta(x, z)$

Bij 7 omroepen zijn $1/6n(n-1)(n-2) = 35$ triaden nodig om de benodigde vergelijkingen te krijgen.

Deze 35 triaden zijn met het reeds beschreven verzoek door ons voorgelegd aan 40 respondenten, voornamelijk geselecteerd uit vrienden, familie en bekenden, dus zeker geen a-selekte steekproef uit de Nederlandse bevolking. Wel werd de verzameling respondenten zo

gekozen dat een aantal subgroepen min of meer gelijkelijk vertegenwoordigd was, in het bijzonder mannen/vrouwen, jongeren/ouderen en progressieven/konservatieven.

1.2. HYPOTHESEN

Een van de belangrijkste verwachtingen was dat er een tweedimensionale ruimte gevonden zou worden waarin de omroepen in hoefijzervorm geordend zouden liggen. Deze hypothese werd ontleend aan eerder onderzoek met de meerdimensionale schaaltechniek (Levelt, van de Geer, Plomp, 1966; de Gruijter, 1968).

De oorzaak van een dergelijke hoefijzervorm moet volgens deze auteurs worden gezocht in de manier waarop respondenten de stimuli beoordelen. Stel dat een individu een "middenstimulus" als ideaal kiest. Voor dit individu is nu een stimulus aan het ene extremum van het kenmerk gelijk aan een stimulus aan het andere extremum, omdat beide stimuli extremitet gemeenschappelijk hebben. Er wordt dan op één kenmerk gedifferentieerd, maar toch ontstaat er een tweedimensionale representatie, die echter als één-dimensionale schaal geïnterpreteerd kan worden. De dimensie waarop wij verwachtten dat de beoordeling van de omroepen zou plaatsvinden was een links - rechts dimensie. Daarnaast veronderstelden wij dat een eventuele derde dimensie "konfessionaliteit" zou zijn, gezien de traditie van verzuiling in ons land.

Verder wilden wij onderzoeken of de reeds genoemde achtergrondkenmerken van de respondenten tot duidelijk verschillende resultaten (c.q. ruimtelijke representaties) zouden leiden. In het bijzonder verwachtten wij dat de jongeren een meer gepolariseerde ééndimensionale perceptie zouden hebben.

1.3. RESULTATEN

De gelijkenismatrices die gekonstrueerd werden op basis van de via de triadenmethode verkregen gelijkenisoordelen, werden geanalyseerd met het MINISSA-programma¹⁾ ontwikkeld door Lingoës en Roskam (Roskam, 1969). Dit programma is een non-metrisch programma, in die zin dat uit ordinale gelijkenis-maten afstanden op minstens intervalnivo verkregen worden.

Door een iteratief proces tracht het programma een ruimte te konstrueren met een zo gering mogelijke dimensionaliteit, dit omdat het immers altijd mogelijk is n stimuli te representeren in een $n-2$ dimensionale ruimte (Roskam, 1968). Daarnaast wordt er gestreefd naar *monotoonheid* d.w.z. een grotere gelijkenis tussen paren van elementen moet leiden tot een kleinere afstand tussen paren van elementen:

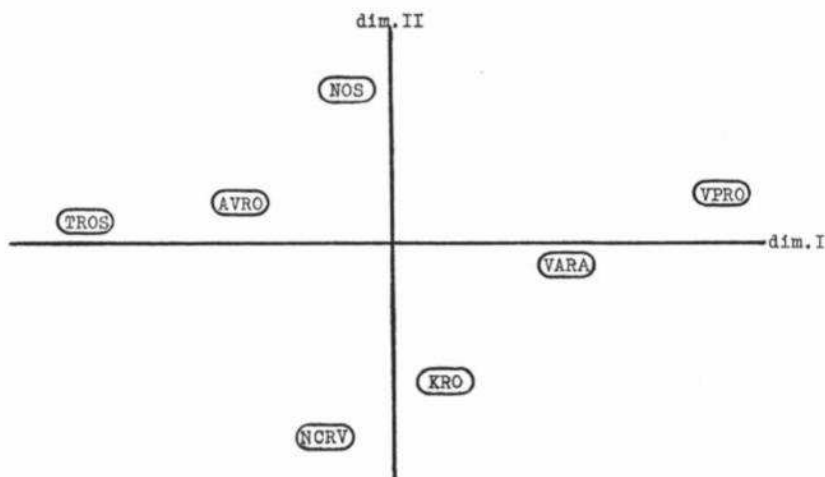
$$\delta(x, y) > \delta(w, z) \Leftrightarrow d(x, y) < d(w, z) \quad (1)$$

waarbij $\delta(x, y)$ staat voor de ordinale gelijkenismaat en $d(x, y)$ voor de afstand tussen x en y in de k -dimensionale ruimte. De maat voor de afwijking van (1) wordt *Stress S* genoemd.

Hoe groter S des te slechter past de configuratie bij de data. Daarbij kan S , zoals reeds gezegd, verbeterd worden door de dimensionaliteit te vergroten.

De door ons gekonstrueerde gelijkenismatrices werden over drie dimensies geanalyseerd, met dien verstande dat de ruimtelijke representatie werd gegeven in de gangbare euclidische-metrik²⁾. De analyse resulteerde voor de gehele groep respondenten in een tweedimensionale configuratie met $S = .01$, hetgeen als significant op het 5% nivo opgevat kan worden (Wagenaar, Padmos, 1971).

Figuur 1: Twee-dimensionale representatie van 7 omroepen (1971)



Omdat voor $r = 2$ in (2) (zie noot 2) de configuratie in figuur 1 invariant is voor translatie, spiegeling en rotatie van het coördinatenstelsel, dient bij de interpretatie van dimensie I en II voorzichtigheid betracht te worden. Door echter de gegeven assenstand, tot stand gekomen door maximaliseren van de variantie langs elk der dimensies, te aanvaarden, kwamen wij tot de volgende conclusies.

De eerste dimensie uit figuur 1 vertegenwoordigde naar onze mening een links - rechts dimensie (VPRO versus TROS), terwijl wij de tweede interpreterden als konfessionaaliteit. In dit laatste geval vertegenwoordigt de NOS het extremum aan neutraliteit en de NCRV en KRO het extremum aan konfessionele gebondenheid.

Opvallend is dat er geen sprake is van een hoefijzervorm, de omroepen liggen eerder op twee aparte lijnen in de ruimte. Deze afwezigheid van de veronderstelde vorm benadrukt het kennelijk "echte" karakter van de tweedimensionale representatie, er is geen sprake van een gekromde ééndimensionale schaal.

Terzijde moet nog opgemerkt worden dat de Stress S uitsluitend een maat is voor de mate waarin aan (1) voldaan is. Of de data in meer strikte zin ook voldoen aan de modelassumpties van (2) (Tversky, Krantz, 1970) wordt daarbij in het midden gelaten. Een dergelijke toetsing is een omslachtige zaak en ging het direkte bereik van dit onderzoek te buiten. Voorbeelden zijn te vinden bij Tversky en Krantz (1968) en Krantz en Tversky (1973).

De vergelijking van de waarneming door verschillende subgroepen hebben wij uitgevoerd door de afstandenmatrices, die één van de eindprodukten van de analyse zijn, onderling te korreleren. Een hoge korrelatie duidt daarbij op een grote overeenstemming tussen de ligging van de omroepen in de ruimte, een lage daarentegen op grote verschillen. Omdat de oplossingen voor alle subgroepen tweedimensionaal waren (het stress-verloop week niet sterk af van de stress voor de configuratie van de hele groep) en op identieke criteria zijn geroteerd, kunnen de matrices op deze manier vergeleken worden.

Tabel 1: De korrelaties tussen de afstandenmatrices van verschillende subgroepen (1971)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
— progressieven (VARA, VPRO voorkeur) (1)	—					
— rest (voorkeur andere omroep of geen voorkeur) (2)	.58	—				
— mannen (3)	.99	.63	—			
— vrouwen (4)	.88	.71	.85	—		
— jongeren (5)	.94	.65	.95	.92	—	
— ouderen (6)	.94	.75	.95	.92	.92	—

produkt-moment korrelatie, $n = 21$, $r > .41$ significant op 5% nivo.

Bij deze korrelaties moeten wij wel bedenken dat slechts 3 paren wederzijds uitsluitende verzamelingen zijn. Door de gedeeltelijke overlapping bij de andere paren zullen deze korrelaties nooit nul zijn. Men moet dus in het oog houden dat de minimumdrempel voor deze korrelaties kan verschillen. Het meest opvallende is dat alle korrelaties tussen paren waarin de groep "rest" vertegenwoordigd is, de laagste zijn. Deze groep en de groep progressieven werden door ons samengesteld door degenen die een voorkeur voor de programma's van de VPRO en de VARA hadden, af te zetten tegen allen die een andere omroep noemden of in het geheel geen omroep. Een verdere uitsplitsing naar voorkeur bleek namelijk niet mogelijk door het geringe aantal mensen met een voorkeur voor een andere omroep dan de VARA of VPRO.

Al met al kan gekonkludeerd worden dat de gekonstateerde verschillen niet zodanig waren dat van het gebruiken van geheel andere beoordelingsdimensies gesproken kan worden.

1.4. TEKORTEN VAN HET EERSTE ONDERZOEK

- a) de dataverzamelmethode en het analyseprogramma waren niet geheel op elkaar afgestemd (zie noot 1)
- b) de geselecteerde respondenten vormden zeker geen a-selekte steekproef uit de Nederlandse bevolking
- c) de omvang van de steekproef ($n = 40$) maakte de analyse van subgroepen moeilijk door te geringe omvang van deze groepen
- d) het niet betrekken van kijk- en luisterfrequentie als achtergrondvariabelen
- e) de gebrekkige operationalisatie van "progressief" en "rest". Opsplitsing naar omroepvoorkeur en/of lidmaatschap heeft de voorkeur.

Zoals in de volgende paragraaf aangegeven zal worden is in de replikatiestudie een deel van deze bezwaren ondervangen.

2. HET ONDERZOEK IN 1975

Een gedegen en uitgebreide replikatie van het onderzoek 1971 werd in mei 1975 verricht. In een longitudinaal onderzoek naar welvaart-beleving en welvaartverwachting³⁾ kon een aantal vragen betreffende de omroepperceptie toegevoegd worden. De steekproef is een a-selekte personen-steekproef uit de Nederlandse bevolking van 18 jaar en ouder ($n = 600$). Twee groepen gegevens waren voor onze probleemstelling noodzakelijk:

- gelijkenisgegevens over 8 omroepen, dat wil zeggen de 7 omroepen die in 1971 geanalyseerd werden, aangevuld met de Evangelische Omroep die inmiddels de ether was binnengekomen.
- achtergrondgegevens over omroep-voorkeur en kijk- en luistergedrag.

Wij gaan nu eerst in op de manier waarop de gelijkenisgegevens tussen de omroepen verzameld zijn.

2.1. METHODE VAN DATAVERZAMELING

Bij de behandeling van het 1971-onderzoek is al gesteld dat de (non-metrische) meerdimensionale schaaltechniek ordinale gelijkenisgegevens omzet in afstanden en coördinaten. De in 1971 gebruikte triadenmethode leek ons nu minder geschikt omdat door de toevoeging van de Evangelische Omroep het aantal mogelijke triaden was toegenomen tot 56, hetgeen in het kader van de ons ter beschikking staande enquête-mogelijkheden te veel was. Wij kozen daarom voor een rating-methode: elk paar omroepen moet door de respondent op een

7-puntsschaal beoordeeld worden naar zeer grote (ene extremum van de schaal) of zeer geringe (andere extremum) gelijkenis (zie voor een overzicht van verschillende dataverzamelmethode: Rao en Katz, 1971)

Bij 8 omroepen zou in het geval van een "volledig design" elke ondervraagde 32 paren ($\frac{1}{2}n(n-1)$) moeten beoordelen. Omdat wij dit in een enquête-situatie, waarin ook een groot aantal andere vragen gesteld werd, te veel vonden, is gekozen voor een splitsing, waarbij 300 respondenten 16 a-selekt toegekende paren voorgelegd kregen en 300 andere respondenten 16 eveneens a-selekt toegekende andere paren. Deze 300 respondenten werden verkregen door de steekproef, ook weer a-selekt, in twee gelijke delen te splitsen.

Per paar kan men nu vervolgens de over respondenten gemiddelde ⁴⁾ gelijkenis berekenen. In tabel 2 geven wij deze gemiddelde scores voor de totale groep respondenten.

Tabel 2: De gemiddelde gelijkenis tussen de omroepen (1975)

1 = lijken zeer veel op elkaar; 7 = lijken zeer weinig op elkaar.

	n = 600							
	NOS	VARA	TROS	NCRV	AVRO	KRO	EO	VPRO
— NOS	—							
— VARA	4.3	—						
— TROS	4.6	4.5	—					
— NCRV	4.9	4.9	4.9	—				
— AVRO	3.9	3.9	2.6	4.3	—			
— KRO	4.4	4.4	4.4	3.6	4.0	—		
— EO	6.1	6.3	5.8	3.6	6.0	4.6	—	
— VPRO	5.5	3.7	5.5	5.3	5.1	5.3	5.6	—

AVRO en TROS worden als meest gelijkend beschouwd (2.6) en EO en VARA als minst gelijkend (6.3).

De tamelijk grote variatie in de gemiddelde gelijkenissen in tabel 2 geeft aan dat er kennelijk een behoorlijk gedifferentieerd beeld bestaat van de omroepen.

2.2. ANALYSE-OPZET

Naast de totale groep respondenten is het vanzelfsprekend mogelijk om ook een aantal subgroepen te onderzoeken. Door het vergelijken van multi-dimensionale representaties van de diverse gelijkenismatrices kan inzicht verkregen worden in de mate waarin er tussen deze groepen variatie bestaat voor wat betreft het aantal dimensies,

de interpretatie van de dimensies en de positie van de stimuli op deze dimensies.

Vanwege het replicatie-karakter van dit onderzoek is wederom gekozen voor een opsplitsing naar omroepvoorkeur⁵⁾, terwijl daaraan toegevoegd is de kijkfrequentie van de respondenten. De variabele omroepvoorkeur leidde tot 7 groepen (VARA, AVRO, VPRO, TROS, NCRV, KRO, geen sympathie of voorkeur). Ondanks de tamelijk grote steekproef waren er nog te weinig EO sympathisanten om een verantwoorde analyse van deze subgroep mogelijk te maken. De tv-kijkfrequentie leidde tot de volgende subgroepen: veel-kijkers (20 uur of meer per week), regelmatige kijkers (10-20 uur per week), matige kijkers (3-10 uur per week), zelden of nooit kijkers (0, 1, 2 uur per week).

De vraag of de interne cognitieve kaart naar voorkeur varieert is mede interessant in verband met het eventuele toepassen van de gevonden dimensies in keuzemodellen, waarin onafhankelijkheid van cognitieve en affectieve oordelen verondersteld wordt (zie de inleiding).

Bij de beoordeling van politieke partijen werd een dergelijke onafhankelijkheid gevonden (Bronner, de Hoog, 1976).

Door de kijkfrequentie wordt onderzocht of er een "algemeen" omroepbeeld is, of dat dit meer specifiek met de televisie(programma's) is verbonden. Als veel-kijkers een geheel andere cognitieve kaart zouden hebben dan zelden-kijkers, dan ligt het voor de hand om deze mogelijkheid verder uit te diepen.

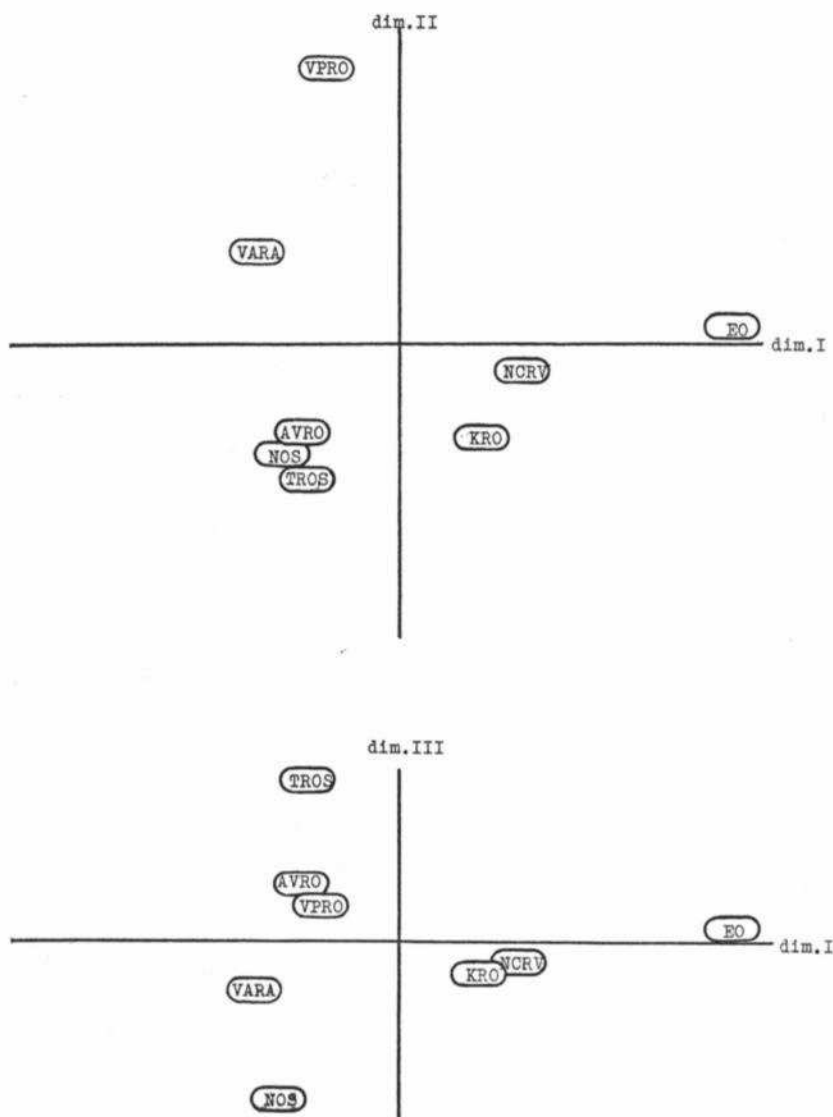
In de twee volgende paragrafen behandelen wij achtereenvolgens de bevindingen voor de totale groep respondenten en de representaties voor de diverse subgroepen.

2.3. RESULTATEN VOOR DE TOTALE GROEP

Een multidimensionale analyse⁶⁾ van tabel 2⁷⁾ leverde voor de totale groep respondenten in achtereenvolgens 3, 2, 1-dimensie(s) de volgende Stress-waarden op: $S_1 = .26$, $S_2 = .08$, $S_3 = .01$.

De stress voor de twee-dimensionale oplossing is al significant vergeleken bij Monte-Carlo procedures (Wagenaar, Padmos, 1971). Toch hebben wij gekozen voor een drie-dimensionale oplossing in verband met de consistentie waarmee de derde dimensie ook in alle subgroepen aangetroffen wordt. Hierop zal nog teruggekomen worden bij de bespreking van de resultaten van de subgroepen. De gekozen drie-dimensionale oplossing geven wij weer in figuur 2 en wel de combinatie van 1e/2e dimensie en 1e/3e dimensie. De weergave van de 2e/3e dimensie is weggelaten, maar kan gemakkelijk afgeleid worden.

Figuur 2: Drie-dimensionale representatie van 8 omroepen (1975)



Zoals reeds eerder in dit artikel is gesteld, is de interpretatie van een configuratie de vrijheid van de onderzoeker. Op basis van de ligging van de stimuli in de ruimte besluit men tot een plausibele interpretatie. Evenals bij factoranalyse staat het een andere onderzoeker vrij een andere interpretatie te geven.

Op de eerste dimensie komt de tegenstelling tussen enerzijds EO-NCRV, KRO en anderzijds de overige 5 omroepen tot uitdrukking. Vooral de EO bezit een zeer extreme positie op deze dimensie. Deze dimensie lijkt eenvoudig te interpreteren als de tegenstelling *konfessioneel* — *niet-konfessioneel*.

Bij de tweede dimensie valt de extreme plaats van de VPRO op, tezamen met de VARA. Dit zou kunnen wijzen op een progressiviteits-kontinuum, maar de positie van de EO op deze tweede dimensie zorgt ervoor dat de interpretatie veeleer *algemene ideologische gebondenheid* dient te zijn. De eerste dimensie kan men zien als een specifieke ideologische dimensie (gebondenheid aan religie), de tweede als een algemene ideologische dimensie.

De derde dimensie is de dimensie waarin de aparte positie van de NOS onderstreept wordt tegenover de overige omroepen. De NOS wordt vooral duidelijk onderscheiden van de TROS die op deze dimensie de grootste afstand tot de NOS heeft.

Naast deze meer inhoudelijke interpretaties, kunnen de dimensies beschouwd worden als attributen op elk waarvan de afwijkende positie van één omroep tot uitdrukking komt: de EO-dimensie, de VPRO-dimensie en de NOS-dimensie.

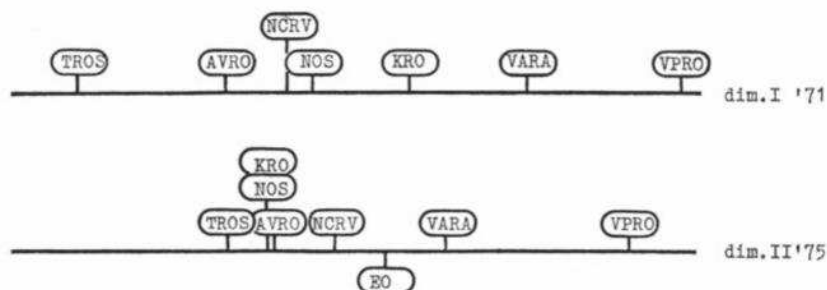
In paragraaf 1.2 is reeds gewezen op de mogelijkheid een tweedimensionale oplossing te interpreteren als een gekromde één-dimensionale schaal. Een dergelijke interpretatie zou in deze situatie leiden tot de volgende gekromde één-dimensionale schaal: EO, NCRV, KRO, TROS, NOS, AVRO, VARA, VPRO. Dit zou men de links - rechts, progressief - konservatief dimensie kunnen noemen. Op basis van de totaal configuratie is een zodanige alternatieve interpretatie goed verdedigbaar, bij de analyse van de subgroepen echter blijkt dat bij een aantal subgroepen, niet voldaan wordt aan de additionele eis van Levelt et al. (1966):

"The typical difference between an "ordinary" two-dimensional space and the curved scale is that in the latter case points cannot be located anywhere in the space; possible positions are restricted to an area which follows the curve (allowing for error)".

Wanneer de oplossingen 1971 en 1975 vergeleken worden, blijkt dat de posities van de omroepen op dimensie I (1971) (toen geïnterpreteerd als links - rechts dimensie) overeenkomen met die op dimensie

II (1975). Zoals reeds vermeld, is de interpretatie links - rechts door de positie van de EO niet meer houdbaar. Voor de overzichtelijkheid lichten wij de dimensie I (1971) en dimensie II (1975) uit figuur 1 en figuur 2 en zetten deze onder elkaar in figuur 3.

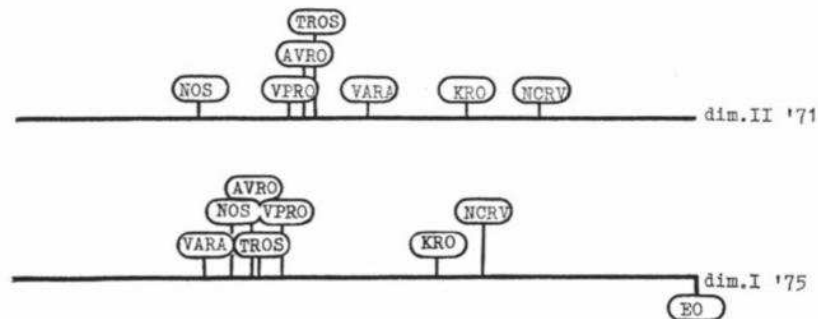
Figuur 3: Vergelijking van dimensie I (1971) met dimensie II (1975)



De grote overeenkomst blijkt ook uit de produkt-moment correlatie⁸⁾ tussen de positie van de omroepen. Deze bedraagt .88 ($P < 0.01$). De EO is in deze correlatie niet opgenomen omdat deze omroep in 1971 nog niet in het onderzoek betrokken kon worden.

Dimensie II (1971) die toen geïnterpreteerd werd als konfessioneel komt overeen met dimensie I (1975). Hier is door de EO de interpretatie gemakkelijker geworden (zie figuur 4). De produkt-moment correlatie tussen de posities van de omroepen op deze dimensies is .86 ($P < 0.05$).

Figuur 4: Vergelijking van dimensie II (1971) met dimensie I (1975)



In de volgende paragraaf zullen wij bezien of er voor de diverse subgroepen afwijkingen op dit patroon gevonden kunnen worden.

2.4. RESULTATEN VOOR DE SUBGROEPEN

Het verloop van de stress blijkt in de 11 onderzochte subgroepen grotendeels parallel te zijn aan dat voor de totale groep. De gemiddelde stress voor achtereenvolgens de 1, 2, 3-dimensionale oplossingen is: $S_1 = .26$, $S_2 = .075$, $S_3 = .02$. Opmerkelijk is alleen dat de NCRV-groep al een lage (.16) stress te zien geeft voor de ééndimensionale oplossing, en dat de VPRO-groep een relatief lage stress heeft bij de tweedimensionale oplossing (.03).

Om de verschillen tussen de groepen te kunnen vaststellen en interpreteren stonden ons een drietal middelen ter beschikking:

1. Visuele inspectie van de configuraties
2. De korrelaties tussen de afstandenmatrices (zie onderzoek 1971)
3. Per subgroep en voor de totaalgroep beschikten wij over de coördinaten van 8 omroepen op drie dimensies. Er zijn 36 variabelen gekonstrueerd (12 groepen x 3 dimensies) en voor elke variabele zijn beschikbaar 8 scores (de posities van de omroepen) op basis waarvan korrelaties tussen deze 36 variabelen berekend kunnen worden. Door deze korrelatiematrix te faktoranalyseren verkrijgen wij nader inzicht in de door de subgroepen gehanteerde dimensies. Wij vergelijken de configuraties per dimensie, waarbij de resultaten van de totale groep als referentie-kader dienen.

(1) Dimensie I.

De konfessionele dimensie komt bij 9 van de 11 subgroepen terug. Zoals al bij de beschrijving van de totaal-konfiguratie naar voren werd gebracht, is het belangrijkste kenmerk van deze dimensie dat EO, NCRV en KRO zich onderscheiden van de andere omroepen. VPRO-aanhangers en KRO-aanhangers vertonen een afwijkend beeld: bij de VPRO-groep bestaat de 1e dimensie uit de tegenstelling VPRO/VARA versus overige omroepen, dat wil zeggen, deze dimensie komt overeen met de dimensie II uit de totaalkonfiguratie. Wij zullen hier nog op terugkomen. Bij de KRO-groep bevinden EO en VPRO zich tezamen in extreme positie op de 1e dimensie. In de overige groepen komt de extremiteit van EO en VPRO dus elk op een andere dimensie tot uitdrukking, maar bij de KRO-groep op één dimensie. Wellicht is hier sprake van een attribuut dat duidt op de grootte van de omroepen.

(2) Dimensie II.

In 10 van de 11 groepen zien wij op deze dimensie VARA en VPRO tegenover de rest geplaatst, maar op verschillende manieren: VARA en VPRO tezamen tegenover de andere omroepen, VARA en VPRO in gezelschap van de EO tegenover de andere omroepen, en VARA en VPRO tegenover andere omroepen met de EO op grootste afstand van dit tweetal. De plaats van de EO op deze dimensie varieert dus het meest.

VARA en VPRO tezamen met de EO onderscheiden zich van de andere omroepen door een vrij sterke ideologische gebondenheid, maar als VARA en VPRO juist de grootste afstand tot de EO hebben lijkt de progressiviteit of konservativiteit van deze ideologische binding een rol te gaan spelen.

Slechts bij één groep, de VPRO-sympathisanten, komt deze dimensie niet terug. Bij deze groep is de 2e dimensie als konfessionele gebondenheid te duiden. Wij zien hier een verwisselings-effekt: wat bij de onderzochte VPRO-aanhangers de tweede dimensie is, treedt bij de andere groepen op als eerste dimensie en wat bij de VPRO-groep de eerste dimensie is, zien wij bij andere groepen terug als tweede dimensie. Dit verschijnsel komt ook in andere studies tot uiting. (Bronner, de Hoog, 1976).

(3) *Dimensie III*

Bij 10 groepen zien wij op dit attribuut de NOS als extremum, maar met verschillende tegenhangers. In de meeste gevallen is de tegenhanger de TROS, in sommige gevallen VARA en KRO. Bij de groep die geen sympathie voor een specifieke omroep koestert is de spreiding van de stimuli op deze dimensie zo gering dat sprake is van één kluster omroepen. Deze 'geen-sympathie'-groep heeft de afwijkende plaats van de NOS ten opzichte van andere omroepen al in de 2e dimensie tot uitdrukking gebracht, waar enerzijds in deze groep VARA/VPRO extreem zijn en anderzijds de NOS.

Op basis van de analyse van de verschillen tussen de in dit onderzoek betrokken subgroepen kunnen de volgende dimensies onderscheiden worden:

1. konfessionaliteit
- 2a. ideologische gebondenheid (VARA, VPRO, EO tegenover de andere omroepen)
- 2b. progressiviteit (VARA, VPRO, tegenover de EO)
- 3a. de onderscheiding overkoepelende omroep tegenover andere omroepen waarbij de TROS de grootste afstand tot de NOS heeft
- 3b. evenals 3a, maar waarbij VARA en KRO tegenover de NOS staan
4. grootte van de omroep (VPRO en EO tezamen tegenover de andere omroepen).

In tabel 3 wordt nog eens kort samengevat welke interpretatie door ons aan de door de betreffende subgroep gehanteerde attributen is gegeven.

Tabel 3: De benoeming van de gehanteerde dimensies (1975)

De nummers verwijzen naar de in de tekst genoemde interpretatie-mogelijkheden (zie boven)

	dimensie I	dimensie II	dimensie III
Totaal-groep	1	2a	3a
naar omroep-voorkeur			
— VARA	1	2b	3a
— AVRO	1	2a	3b
— TROS	1	2a	3a
— NCRV	1	2a	3a
— KRO	4	2b	3a
— VPRO	2b	1	3a
— geen	1	2a	—
naar kijkgedrag			
— veel (\geq 20 uur p.w.)	1	2a	3a
— regelmatig (10-20 uur)	1	2a	3b
— matig (3-10 uur)	1	2a	3a
— zelden of nooit (0, 1, 2 uur)	1	2a	3a

Differentiatie naar omroepvoorkeur roept een grotere verscheidenheid aan dimensies op dan differentiatie naar kijkgedrag. Deze differentiatie naar voorkeur is des te opvallender omdat op grond van eerder onderzoek naar de relatie tussen partij-voorkeur en partij-perceptie een vrij homogeen patroon verwacht werd (Bronner, de Hoog, 1976). Een verklaring zou kunnen zijn dat informatie die politieke partijen geven om de keuze te beïnvloeden, van een andere aard en vorm is dan de informatie die omroepen geven. Immers, politieke partijen brengen hun standpunten vaak in discussie met andere partijen over, waarbij in termen van eenzelfde attributen-verzameling gesproken wordt. Omroepen verkondigen momenteel meer ieder voor zich een standpunt, waarbij de noodzaak ontbreekt over dezelfde dimensies te spreken. Daarnaast kan gesteld worden dat bij de beoordeling van omroepen de nadruk voornamelijk op evaluatieve oordelen (goede, slechte programma's) valt, en bij politieke partijen op zowel evaluatieve als kognitieve oordelen (bijv. het standpunt van een partij ten aanzien van een bepaald strijdpunt). Wellicht zullen eventueel te houden omroepverkiezingen de informatie-overdracht van omroepen, die beoogt de beeldvorming te beïnvloeden, meer gelijk aan die van politieke partijen maken.

3. Konklusies

Het in 1971 gehouden onderzoek naar het beeld dat men van de Nederlandse omroepen heeft, is in 1975 gerepliceerd om een tweetal bronnen van perceptuele variatie te kunnen bestuderen: variatie over tijd en variatie naar achtergrondkenmerk. De bestudering van het eerste probleem werd gekompliceerd, maar wel interessanter gemaakt, door de tussentijdse intrede van de Evangelische Omroep. Gekonkludeerd kan worden dat minimaal een 6-tal verschillende dimensies een rol spelen bij de perceptie van omroepen, waarbij die van de totaalkonfiguratie door ons omschreven zijn als konfessionali-teit, ideologische gebondenheid en de onderscheiding NOS-overige omroepen. De ideologische gebondenheid en konfessionali-teit waren ook in 1971 de belangrijkste dimensies. Toen werden zij echter anders geïnterpreteerd, hoewel de posities van de omroepen toen zeer hoog korreleren met de posities van nu. De opkomst van de EO verduide-lijkte in deze de interpretatie. Door een aantal subgroepen gescheiden te analyseren krijgt men inzicht in de variatie naar achtergrondken-merk. De variatie naar omroepvoorkeur blijkt dan veel groter dan naar kijkgedrag.

Het feit dat minimaal 6 verschillende attributen gehanteerd worden heeft gevolgen voor het eventueel gebruiken van deze dimensies in een multi-attribuut keuzemodel. De toetsing van een dergelijk model zal bij de verzameling omroepen gekompliceerder zijn dan bij de verzameling politieke partijen waar minder beoordelingsdimensies een rol spelen. In een dergelijke keuzemodel (zie voor een overzicht: Wilkie en Pessemier, 1973) is de gedachtengang dat attributen in een cognitieve (bijv. hoe "machtig" vindt men een bepaalde partij) en een affectieve component (bijv. welke mate van "mchtigheid" prefereert een individu) onderscheiden kunnen worden en dat uit de combinatie van deze componenten via bepaalde regels een maat afgeleid kan worden op basis waarvan de overall-voorkeur voorspeld kan worden. Voorwaarde voor toepassing van deze modellen is een inzicht in de relevante attributen.

Deze studie waarin een aantal relevante attributen opgespoord zijn, kan beschouwd worden als een aanzet tot het benaderen van het probleem van de omroep-keuze door middel van individuele keuze-modellen. Dat in een dergelijk model een vrij groot aantal attributen zullen moeten worden opgenomen is door dit onderzoek aangetoond. Een van de motieven tot replicering van het onderzoek 1971 was het optreden van een nieuwe omroep (de EO). Aangezien vanaf 1 januari 1976 de Veronica Omroep Organisatie officieel zendgemachtigde is, zal ook in de toekomst, wanneer men zich voldoende een beeld van deze nieuwe omroep heeft kunnen vormen, een hernieuwde replikatie zinvol zijn. Enerzijds om te bezien welke plaats deze omroep in de interne en externe cognitieve kaart inneemt en anderzijds om de perceptie van de sympathisanten met deze omroep te kunnen analyseren. Daarnaast kan bezien worden of een toename van de stimulus-

verzameling leidt tot een kleinere, grotere of gelijke hoeveelheid gebruikte beoordelingsdimensies. Ook eventueel in de toekomst te houden omroepverkiezingen kunnen een reden tot replikatie zijn. De dan te verwachten verandering van aard en vorm van de keuzebeïnvloedende informatie (minder ieder voor zich en meer in onderlinge discussie) zou kunnen leiden tot een minder grote verscheidenheid van gebruikte dimensies dan nu het geval is (zie 2.4.). Al met al zijn er voldoende redenen aanwezig om een onderzoek als dit periodiek te herhalen.

Noten:

1) Omdat de triadenmethode geen volledig diagonale maar konditioneel diagonale datamatrix oplevert (Roskam, 1970b), was een analyse met het verwante MINITRI-programma beter geweest. Dit programma was toen (1971) niet voor ons beschikbaar.

2) De afstandsfunctie in MINISSA is de volgende:

$$d(x, y) = \left(\sum_{i=1}^n |x_i - y_i|^r \right)^{1/r} \quad (2)$$

waarbij n = aantal dimensies, r = de specifieke metriek; voor $r=2$ de euclidische metriek.

3) Onze dank gaat uit naar het Financieel Economisch Magazine en Buro Veldkamp voor het ter beschikking stellen van deze ruimte.

4) Ook is het mogelijk om de mediane gelijkenis te nemen, maar uit ervaring onzerzijds blijkt dat representaties via de meerdimensionale schaaltechniek zeer robuust zijn voor data-transformaties. Daarnaast waren de verschillen tussen medianen en gemiddelden klein.

5) In de enquête is gevraagd naar omroepidmaatschap en wanneer men geen lid van een omroep was naar omroepsympathie. Elke voorkeursgroep bestaat dus zowel uit leden als sympathisanten.

6) Het gebruikte programma: MINISSA-1, standaardversie, juni 1974 door E. Roskam, J. C. Lingoes.

7) De schijn kan gewekt zijn dat het programma de gemiddelden uit tabel 2 als uitgangspunt neemt. Alleen de rangorde van de gemiddelde gelijkeniswaarden wordt echter gebruikt. Dus als de gelijkenis tussen $(x, y) = 6.1$ en tussen $(y, z) = 4.8$, dan benut het programma alleen de informatie $\delta(x, y) > \delta(y, z)$, konform (1).

8) De korrelatie werd berekend door de coördinaten van de omroepen op de afzonderlijke dimensies, die een produkt van de analyse zijn, met elkaar te vergelijken.

Literatuur.

- Ahrens, H. J.: *Multidimensionale Skalierung*; Beltz Verlag, 1974.
- Bezembinder, Th. G.: *Van rangorde naar continuum*; Deventer, 1970.
- Bronner, A. E., de Hoog, R.: *Een multidimensionale representatie van de Nederlandse omroepen*. Ongepubliceerde doktoraalskriptie, Universiteit van Amsterdam, 1971.
- Bronner, A. E., de Hoog, R.: Een kognitieve kaart van de Nederlandse politieke partijen (I en II); in: *Acta Politica*, januari en april, 1976.
- Gruyter, D. N. M. de: *The cognitive structure of Dutch political parties in 1966*; University of Leiden, Department of Experimental Psychology, report EO19-67, 1967.
- Krantz, D. H., Tversky, A.: *Similarity of rectangles: an analysis of subjective dimensions*; Ann Arbor, MMPP- 73-8, 1973.
- Lehmann, D. R.: Television show preference: application of a choice model; in: *Journal of Marketing Research*, 1971, 47-55.
- Levelt, W. J. M. van de Geer, J. P., Plomp, R.: Triadic comparisons of musical intervals; in: *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 1966, 19, 163-179.
- Rao, V., Katz, R.: Alternative multidimensional scaling methods for large stimulus sets; in: *Journal of Marketing Research*, 1971, 488-494.
- Roskam, E. E.Ch. I.: *Metric analysis of ordinal data in psychology*; Voorschoten 1968.
- Roskam, E. E. Ch. I.: *A comparison of principles for algorithm construction in non-metric scaling*. Ann Arbor, MMPP — 69-2, 1969.
- Roskam, E. E. Ch. I.: Datatheorie en metrische analyse (I) en (II); in: *Ned. Tijdschrift v.d. Psychologie*, 1970 (a), 15-54 (I) en 66-82 (II).
- Roskam, E. E. Ch. I.: The method of triads for nonmetric multidimensional scaling; in: *Ned. Tijdschrift v.d. Psychologie*, 1970 (b), 404-417.
- Shepard, R. N., Romney, A. K., Nerlove, S. B.: *Multidimensional scaling* (2 vols). Seminar Press, 1972.
- Tversky, A., Krantz, D. H.: *Similarity of schematic faces: a test of interdimensional additivity*. Ann Arbor, MMPP-68-2, 1968.
- Tversky, A., Krantz, D. H.: The dimensional representation and metric structure of similarity data; in: *Journal of Mathematical Psychology*, 1970, 7, 572-596.
- Wagenaar, W. A., Padmos, P.: Quantitative interpretation of stress in Kruskal's multidimensional scaling technique; in: *British Journal of Mathematical and Statistical Psychology*, 1971, 24, 101-110.
- Wilkie, W. L., Pessemier, E. A.: Issues in marketing's use of multi-attribute attitude models; in: *Journal of Marketing Research*, 1973, 428-441.