

MULTIPLICATIEVE DECOMPOSITIE VAN INTERACTIES
BIJ OORDELEN OVER DE WERKELIJKHEIDSWAARDE
VAN TELEVISIEFILMS

Pieter M. Kroonenberg* en Tom H.A. van der Voort**
Rijksuniversiteit Leiden

SAMENVATTING

Bij factoriële opzetten met veel niveaus kan de interactiestructuur via multiplicatieve decompositie worden verhelderd, waarbij een variëteit aan modellen gespecificeerd kan worden. De keuzeproblematiek die zich hierbij voordoet, wordt geïllustreerd door voor een drie-factoriële dataset de bruikbaarheid van een aantal verschillende, deels parallelle, modellen vast te stellen. De uit driewegvariantie-analyse verkregen tweeweginteracties, drieweginteracties en de twee-plus-drieweginteracties worden successievelijk met behulp van verschillende multiplicatieve modellen geanalyseerd, gevolgd door een analyse van de oorspronkelijke gegevens met behulp van een compleet multiplicatief model. De uitkomsten van de verschillende modeltoepassingen wordt inhoudelijk vergeleken. Formele modelvergelijking vindt plaats aan de hand van de verhouding van de residuele kwadraten som en de bijbehorende vrijheidsgraden van de beschouwde modellen.

* Vakgroep W.E.P., Postbus 9507, 2300 RA Leiden; tel. 071-148333, tst. 6574

** Vakgroep K.I.O.P., Postbus 9507, 2300 RA Leiden; tel. 071-148333, tst. 4096

Bij variantieanalyses met veel niveaus per factor is de aard en structuur van de interacties vaak moeilijk te interpreteren. Meer inzicht in de interactiestructuur kan worden verkregen door één of meerdere modellen met multiplicatieve componenten te hanteren. In dit artikel worden verschillende, deels parallelle, modellen met elkaar geconfronteerd, waarbij we bij wijze van voorbeeld de modellen toepassen op de gegevens uit een onderzoek naar de werkelijkheidswaarde van televisiefilms. We analyseren de gegevens met behulp van singuliere waardedecompositie, drieweg-principale-componenten-analyse en parallelle factoranalyse. Met behulp van deze technieken zullen we zowel de tweeweginteracties, de drieweginteracties, als de twee-plus-drieweginteracties bestuderen. Daarnaast zullen we ook enkele drieweganalyses op de oorspronkelijke gegevens uitvoeren. Uitgezonderd de studies van Kettenring (1983a,b) zijn ons geen andere voorbeelden van toepassingen van drieweganalyses op interacties uit variantieanalyse bekend.

De gegevens zijn ontleend aan een studie naar de wijze waarop kinderen geweldfilms op de televisie waarnemen en beleven (Van der Voort, 1982, 1986). Onder meer werd nagegaan in welke mate films als realistisch worden ervaren. Acht categorieën televisiefilms werden door vijf leeftijdsgroepen op elf werkelijkheidswaardeaspecten beoordeeld. In de oorspronkelijke studie werd variantieanalyse toegepast op sterk geaggregeerde scores en lag het accent op de hoofdeffecten van de drie wegen. In de hier te bespreken secundaire analyses worden de gegevens echter minder sterk gereduceerd. We maken gebruik van 440 gemiddelden (8 films bij 11 aspecten bij 5 leeftijdsgroepen). Onze aandacht gaat hierbij vooral uit naar verschillen in oordelen die met leeftijd te maken hebben.

Deze gegevens kan men op verschillende manieren beschouwen. In een eerste beschouwingswijze worden alle aspecten over één kam geschoren en als verschillende manifestaties of niveaus gezien, en worden tegelijkertijd de films als niveaus van een factor beschouwd. De leeftijdsgroepen vertegenwoordigen eveneens een factor. In deze optiek wordt het onderzoeksontwerp in wezen als een $11 \times 8 \times 5$ -factoriële opzet gezien.

In een tweede beschouwingswijze worden de gegevens opgevat als een 'profielgegevens', dat wil zeggen als scorepatronen van de leeftijdsgroepen op de elf aspecten onder verschillende condities (films).

Terwijl bij variantieanalyse expliciet één enkele variabele gemodelleerd wordt met hoofd- en interactie-effecten, ligt het bij profielgegevens meer voor de hand om de structuur in de gegevens te beschrijven aan de hand van een (beperkt) aantal lineaire combinaties van aspecten, gewogen door de condities. Op een dergelijke manier kan men pogen om op basis van een beperkt aantal lineaire combinaties of componenten de belangrijkste variantiebronnen, maar nu multiplicatief, op te sporen.

In meer formele zin beschrijven we de scores via variantieanalyse als

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \alpha\beta_{ij} + \alpha\gamma_{ik} + \beta\gamma_{jk} + \alpha\beta\gamma_{ijk} \quad (1)$$

Bij tweewegvariantieanalyse met significante interacties hebben diverse auteurs (Gollob, 1968a,b; Mandel, 1969,1971; Corsten & Van Eijnsbergen, 1972; Johnson & Graybill, 1972) voorstellen gedaan om die interacties te beschrijven met een beperkt aantal multiplicatieve factoren via singuliere waardedecompositie. Dus

$$\alpha\beta_{ij} = \sum_{p=1}^P a_{ip} b_{jp} g_{pp}, \quad (2)$$

waarbij a_p en b_p de p -de eigenvectoren van de eerste respectievelijk de tweede weg zijn behorende bij de p -de grootste singuliere waarde g_{pp} . Een uitgebreid overzicht van deze en aanverwante technieken is te vinden in Freeman en Dowker (1973), terwijl Krishnaiah en Yochmowitz (1980) een overzicht geven van inferentiële procedures ten aanzien van tweeweginteracties. In navolging van Gower (1977) zullen we (2) ook gebruiken voor de tweeweginteracties uit driewegvariantieanalyses.

Zowel drieweginteracties als drieweggegevens in het algemeen kan men met behulp van driewegmodellen proberen te beschrijven. Hier zullen we met name drieweg factor- of componentenmodellen gebruiken, bijvoorbeeld Harshman's parallelle factor analyse model PARAFAC (Harshman & Lundy, 1984a):

$$y_{ijk} = \sum_{m=1}^M a_{im} b_{jm} c_{km} g_{mmm} + d_{ijk}, \quad (3)$$

waarbij de a's, b's en c's de componenten zijn van de leeftijds-groepen, aspecten en films en de g's schaalfactoren of gewichten. Ook gebruiken we Tucker's (1966) drieweg-principale-componentenmodel (zie ook Kroonenberg, 1983):

$$y_{ijk} = \sum_{m=1}^M \sum_{p=1}^P \sum_{q=1}^Q a_{im} b_{jp} c_{kq} g_{mpq} + e_{ijk}, \quad (4)$$

Hierbij hebben de parameters dezelfde betekenis als in (3); alleen staat het model toe dat er niet-nulgewichten g_{mpq} zijn voor alle combinaties van componenten van de drie wegen.

In het navolgende zullen we, na eerst iets uitvoeriger stilgestaan te hebben bij de gegevens, een korte blik werpen op de hoofdeffecten, en daarna de "naakte" interacties bekijken. Directe inspectie daarna van de interacties blijkt een moeizame zaak en een veel inzichtelijker beeld kan worden verkregen door ze met een multiplicatief model te structureren. Dit zullen we achtereenvolgens doen voor de tweeweginteracties, de drieweginteracties en de twee-plus-drieweginteracties. Aansluitend bij het tweede perspectief zullen we ook de oorspronkelijke gegevens direct met een drieweg-model analyseren. Om tenslotte enige orde te krijgen in het bos van modellen zullen we de verschillende oplossingen naast elkaar zetten en ingaan op het probleem van het vergelijken van ongelijksoortige modellen.

HET ONDERZOEK

In het onderzoek hebben vijf leeftijdsgroepen acht filmsoorten op elf aspecten beoordeeld. Een beknopte aanduiding van de elementen van de drie betrokken wegen of modi vindt men in Tabel 2. De vijf leeftijdsgroepen zijn: 9-, 10-, 11-, en 12-jarigen en een groep volwassenen. De acht beoordeelde filmsoorten laten zich, conform de bedoeling, blijken principale componentenanalyse (Van der Voort, Vooijs, & Bekker, 1982, p.69 e.v.) in *fantastische* en *realistische* films opsplitsen. Tot de eerste soort behoren cowboy-,

teken-, en ridderfilms, alsmede "bionische" films (films waarin mensen over bovennatuurlijke fysieke vermogens beschikken, bijvoorbeeld in "De Hulk" of "De man van zes miljoen"); tot de realistische categorie behoren politiefilms, detectivefilms met mannelijke of vrouwelijke detectives, en kinderavonturenfilms waarin kinderen de hoofdrol spelen.

Ook binnen de beoordelingsaspecten doen zich blijkens principale componentenanalyse (Van der Voort, Vooijs, & Bekker, 1982, p.69 e.v.) twee empirisch onderscheiden groepen voor, waarbij een onderscheid tussen waargenomen *actualiteit* ("Kan het in het echt?") en *overeenstemming* ("Kan het in je eigen buurt?") in het geding is (deze termen zijn ontleend aan Atkins & Wood, 1976). In de *actualiteitsitems* wordt beoordeeld of de nagespeelde verhalen authentiek zijn ("Ware verhalen" - WV); of de gebeurtenissen in een film in het echt ("Gebeurtenissen Echt" - GE) of in Amerika dan wel Engeland ("In Amerika echt" - Am) kunnen plaatsvinden; of het optreden van de filmfiguren realistisch is ("Optreden Echt" - OE); en of de vechtpartijen ("Vechtpartijen Echt" - VE) en misdaden ("Misdaden Echt" - ME) een realistisch karakter hebben. In de *overeenstemmingsitems* wordt beoordeeld in hoeverre de filmgebeurtenissen in de eigen buurt ("Gebeurtenissen in de Buurt" - GB) of in Nederland (Ned.) mogelijk zijn, en in hoeverre het optreden van de figuren (OB), de vechtpartijen (VB) en de misdaden (MB) zich in de eigen buurt kunnen afspelen. Alle oordelen zijn gegeven op driepuntschalen gedefinieerd als "vaak/soms/nooit" of "ja/misschien/nee".

MODELLEN VOOR TWEEWEGINTERACTIES

Aangezien alle aspecten zo gekozen zijn dat ze als indicatoren beschouwd kunnen worden voor de werkelijkheidswaarde die aan films wordt toegekend, zullen we de gegevens behandelen als voortgebracht in een 11x8x5-factoriële proefopzet met één waarneming per cel, met werkelijkheidswaarde als afhankelijke variabele en aspecten, films en leeftijdsgroepen als factoren. Er is geen sprake van aselecte toewijzing van proefpersonen aan cellen; iedere leeftijds-

groep is zelf een aggregaat van scores van individuen en produceert een 11×8 matrix van scores. Hoewel men de proefopzet als één met herhaalde metingen kan typeren en als zodanig statistisch kan behandelen, gebruiken we hier variantieanalyse als descriptieve methode voor het partitioneren van kwadratensommen (Hays, 1981, p.387 noemt dit zelfs de belangrijkste functie van variantieanalyse). Met andere woorden, we beschouwen variantieanalyse als een model waarbij we geïnteresseerd zijn in de kwaliteit van de aanpassing van het model aan de gegevens. In Tabel 1 presenteren we de variantieanalysetabel horende bij het probleem dan ook zonder de gebruikelijke F-toetsen. In Tabel 2 staan de bijbehorende gemiddelden van de hoofdeffecten.

Hoofdeffecten

Allereerst dient te worden opgemerkt dat, aangezien het totaalgemiddelde 0.64 is (bij een minimumscore van 0.0 en een maximale score van 2.0), er in het algemeen van een hoge werkelijkheidswaardetoekenning aan de films geen sprake is. Verder blijkt uit Tabel 2 dat de actualiteitsscores gemiddeld hoger zijn dan de overenstem-

Tabel 1

Driewegvariantieanalyse van Werkelijkheidswaarde Oordelen

Bron		Vrijheids- graden	Kwadraten som	Gemiddelde kwadraten som
Constante		1	179.0	179.0
Hoofdeffecten				
Aspect	(α_i)	10	9.6	.96
Film	(β_j)	7	31.1	4.44
Leeftijd	(γ_k)	4	1.5	.38
Tweeweginteracties				
Aspect x Film	$(\alpha\beta_{ij})$	70	5.6	.08
Aspect x Leeftijd	$(\alpha\gamma_{ik})$	40	2.3	.06
Film x Leeftijd	$(\beta\gamma_{jk})$	28	1.6	.06
Drieweginteracties				
A x F x L	$(\alpha\beta\gamma_{ijk})$	280	1.9	.007
Totaal		439	232.6	2.81

mingsscores, hetgeen betekent dat men - logischerwijze - de beoordeelde filmaspecten eerder in het algemeen dan in de eigen omgeving voor mogelijk houdt. Opvallend is dat de rangorde van de gemiddelden van de actualiteitsaspecten 'Misdaden', 'Optreden', 'Vechtpartijen' en 'Gebeurtenissen' praktisch hetzelfde is als die van de corresponderende overeenstemmingsaspecten, hetgeen overigens niet betekent dat Actualiteit en Overeenstemming geheel gescheiden zijn. Kennelijk hebben de genoemde aspecten een eigen intrinsieke werkelijkheidswaarde, ongeacht of zij nu 'in het echt' of 'in de buurt' plaatsvinden. Daarnaast wordt aan deze aspecten 'in het echt' een hogere werkelijkheidswaarde toegekend dan 'in de buurt'.

Wat dit laatste betreft lijkt Amerika (of Engeland) het land van de onbegrensde mogelijkheden. De kans dat gebeurtenissen in films daar in het echt plaatsvinden wordt aanzienlijk hoger geschat dan dat zij in Nederland plaatsvinden. Dit laatste wordt weer voor waarschijnlijker gehouden dan dat zij in de eigen omgeving voorkomen.

In Tabel 2 zijn ook de gemiddelde scores per filmsoort gegeven. Uit de veel grotere gemiddelde kwadraten voor de films (Tabel 1) blijkt dat de films onderling meer verschillen dan de aspecten en de leeftijdsgroepen; de werkelijkheidswaarde van de films loopt dus aanzienlijk uiteen. Daarnaast is er duidelijk sprake van een tweedeling tussen realistische en fantastische films.

Kijken we tenslotte naar het hoofdeffect voor de leeftijdsgroepen dan zien we dat met klimmende leeftijd een geringere werkelijkheidswaarde aan de films wordt toegekend.

Interacties

Uit de variantieanalyse tabel (Tabel 1) blijkt dat de tweeweginteracties elkaar wat betreft hun gemiddelde kwadraten niet veel ontlopen. De bijdrage van de score van iedere cel is gemiddeld iets groter bij de aspect x film-interacties dan bij de andere twee, en stuk voor stuk zijn ze kleiner dan de hoofdeffecten. De interacties bevatten evenwel, ondanks hun geringe grootte ten opzichte van de hoofdeffecten, juist de informatie waarom het ons hier te doen is.

Tabel 2

Hoofdeffecten, Gemiddelden en Driewegcomponenten
voor Aspecten, Films en Leeftijdsgroepen

	Afkorting	Gemiddelde ^a effect
<i>Aspecten (α_i)</i>		
Actualiteit ☒		
Amerika/Engeland	Am	1.03
Misdaden	ME	0.78
Optreden	OE	0.63
Vechtpartijen in het	VE	0.62
Ware Verhalen echt	WV	0.62
Gebeurtenissen	GE	0.56
Overeenstemming ☐		
Nederland	Ned	0.61
Misdaden	MB	0.63
Optreden in de	OB	0.53
Vechtpartijen buurt	VB	0.53
Gebeurtenissen	GB	0.46
<i>Films (β_j)</i>		
Realistische Films ★		
Politiefilms	Pol	0.99
Kinderavonturenfilms	KAv	0.87
Mannelijke Detectives	DetM	0.86
Vrouwelijke Detectives	DetV	0.82
Fantastische Films ☆		
Cowboyfilms	Cow	0.57
Tekenfilms	Tek	0.45
Bionische Films	Bion	0.28
Ridderfilms	Rid	0.27
<i>Leeftijden (γ_k) ●</i>		
9	9	0.69
10	10	0.70
11	11	0.65
12	12	0.61
Volwassenen	Volw	0.54

Noten: ^a De gebruikte schalen liepen van 0 (nooit/nee),
1 (soms/misschien), 2 (vaak/ja).

Aspect x film-interacties. In Tabel 3 staan de (sterk afgeronde) waarden voor de aspect x film-interacties. Het zorgvuldig interpreteren van de 88 getallen en het ontrafelen van hun structuur

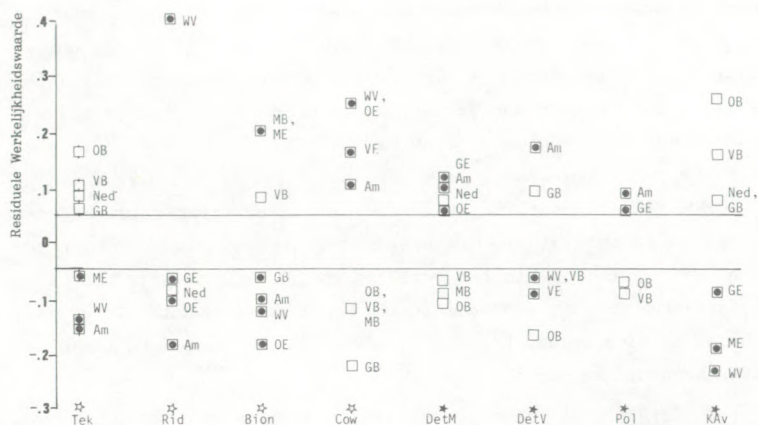
is niet eenvoudig en enige hulp is hierbij geboden. Een voor de hand liggende manier is de interacties eenvoudigweg in een figuur te zetten en van daaruit de patronen te bekijken. Dit is gedaan in Figuur 1. In de figuur zijn horizontaal op een heuristisch gekozen afstand van $\pm .05$ grenzen getrokken. De hierbinnen gevonden waarden zijn weggelaten, waardoor we de aandacht tot de meest sprekende kunnen beperken. Opvallend is de grote interactie van Ware Verhalen met Ridderfilms. Kennelijk is men bij de ridderfilms relatief snel geneigd te menen dat waar gebeurde verhalen in beeld worden gebracht. Bij films die in het verleden spelen is kennelijk het zicht van kinderen op de authenticiteit verduisterd, want ook bij de cowboyfilms zien we dat kinderen gemakkelijker aannemen te menen dat het om authentieke verhalen gaat.

Tabel 3

Aspect x Film Interacties

Aspecten	Films							
	Fantstische Films				Realistische Films			
	Tek	Rid	Bion	Cow	DetM	DetV	Pol	KAv
<i>Actualiteit</i>								
Amerika	-16	-19	-10	10	10	17	9	- 2
Ware Verhalen	-15	41	-11	23	- 4	- 6	- 6	-22
Gebeurtenissen	- 5	- 7	- 6	4	13	2	7	- 9
Optreden	2	-11	-17	23	7	- 4	4	- 4
Vechtpartijen	- 2	- 5	- 1	16	- 2	- 7	1	- 0
Misdaden	- 7	- 2	19	4	3	2	- 2	-17
<i>Overeenstemming</i>								
Nederland	7	- 9	- 1	-21	7	4	5	8
Gebeurtenissen	6	3	2	-23	- 6	11	- 1	8
Optreden	15	5	- 1	-13	-10	-16	- 7	26
Vechtpartijen	10	0	7	-11	- 8	- 6	- 8	16
Misdaden	4	3	20	-13	- 9	2	- 5	- 3

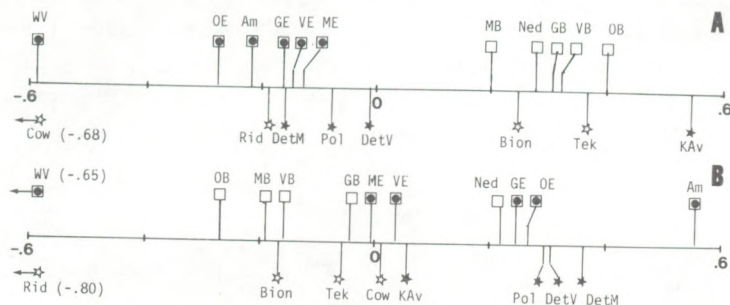
Zorgvuldige inspectie laat ook zien dat voor veel films, maar niet alle, òf de actualiteitsaspecten (bijna) allemaal positieve interacties vertonen en de overeenstemmingsaspecten negatieve òf precies omgekeerd. Dit ziet men ook in de tekenpatronen in Tabel 3.



Figuur 1 Film x Aspect Interacties

De structuur in de tweeweginteractietabel kan efficiënter beschreven worden via singuliere waardedecompositie (model (2)). Uit de singuliere waardencompositie van de interacties blijkt dat van de $SS(\text{Asp.} \times \text{Film}) = 5.6$ de eerste drie componenten samen 89% (resp. 47%, 27% en 15%) voor hun rekening nemen, met als bijbehorende kwadratenommen 2.6, 1.5 en 0.8. Hiervan laten we alleen de eerste twee componenten zien (Figuur 2). In de figuur worden de waarden van de componenten van de verschillende wegen op een rechte lijn uitgezet met behulp van wat we bij gebrek aan beter "lijndiagrammen" noemen.

Voor de interpretatie is het goed te realiseren dat Figuur 2 op interacties en niet op hoofdeffecten betrekking heeft. De eerste as benadrukt dat er een scheiding is tussen de aspecten volgens de aprioristische tweedeling in Actualiteit en Overeenstemming. Het onderscheid tussen fantastische en realistische films komt echter niet naar voren. Binnen de fantastische films blijken vooral de cowboyfilms en - in mindere mate - de ridderfilms een aparte positie in te nemen, hetgeen voornamelijk wordt veroorzaakt door het reeds eerder gesignaleerde feit dat kinderen geneigd zijn



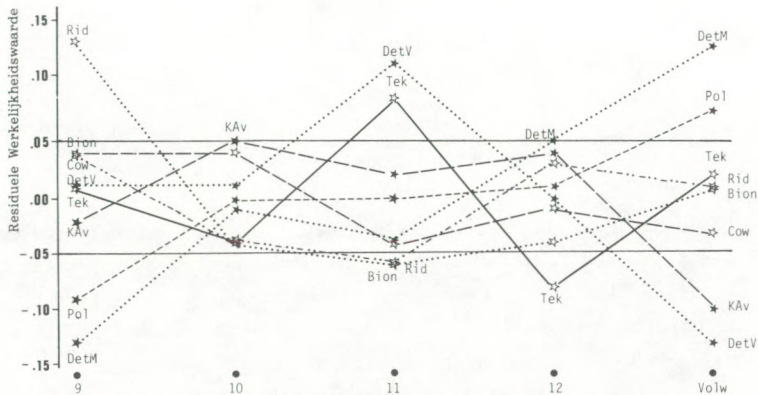
Figuur 2 Singuliere Waarde Decompositie van de Aspect x Film Interacties: Eerste Twee Componenten

bij deze films eerder aan te nemen dat zij waar gebeurde verhalen in beeld brengen. Gezien hun hoge interactie met de overeenstemmingsaspecten vormen de kinderavonturenfilms binnen de realistische films een buitenbeentje. Kennelijk achten kinderen de inhoud van dat soort films relatief gemakkelijk in de directe omgeving denkbaar.

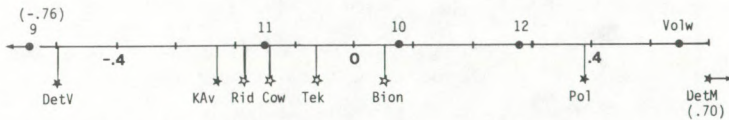
De tweede as is vrijwel geheel gebaseerd op de Ware Verhalen- en Amerika-residuen voor de Ridderfilms, en brengt tot uitdrukking dat kinderen relatief snel geneigd zijn te menen dat de ridderverhalen waar gebeurd zijn en tegelijkertijd moeilijk kunnen aannemen dat dergelijke gebeurtenissen zich in Amerika of Engeland voordoen. Op het eerste oog is dit een merkwaardige bevinding, maar vermoedelijk is de verklaring dat de oordelen op de betrokken twee vragen vanuit een verschillend perspectief worden gegeven. Als men moet beoordelen of het om ware verhalen gaat, denkt men aan het verleden en vormt men zich een idee of het mogelijk toen echt gebeurd zou kunnen zijn. Is echter de vraag of het gebeuren in ridderfilms zich in Amerika of Engeland kan voordoen, dan denkt men vermoedelijk aan het heden, waarin ridders te paard nogal zeldzaam zijn.

Film x leeftijd-interacties. De film x leeftijd-interacties zijn afgebeeld in Figuur 3. Ter oriëntatie hebben we weer evenwijdig aan de nulas op een afstand van .05 lijnen getrokken, zij het dat we deze keer de waarden binnen deze grenzen wel hebben opgenomen, dit om leeftijdstrends te kunnen interpreteren. Het is niet eenvoudig een

goed beeld van de interacties te krijgen, al lijkt er hier en daar sprake te zijn van een trend, met name bij de realistische films. Er is een aantal opvallende uitbijters, met name bij de ridder- en detectivefilms. De trends voor films met mannelijke en vrouwelijke detectives lopen tegen elkaar in.



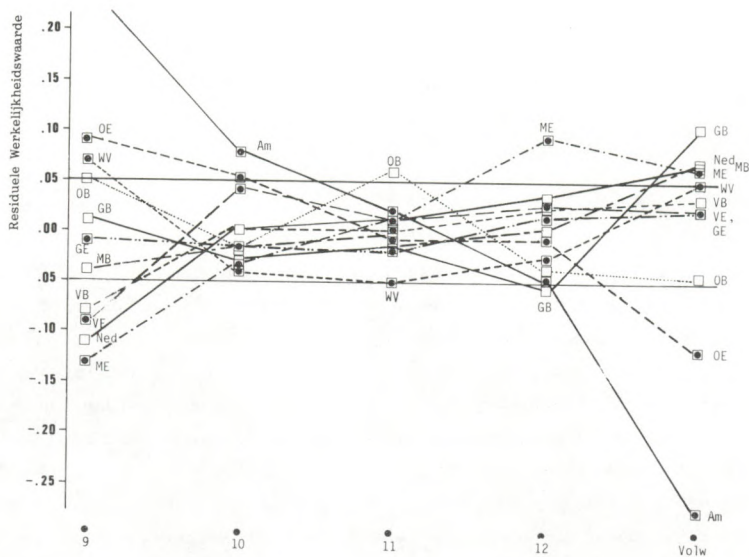
Figuur 3 Film x Leeftijd Interacties



Figuur 4 Singuliere Waarde Decompositie van de Film x Leeftijd Interacties: Eerste Component

De singuliere waardedecompositie splitst de $SS(\text{Film} \times \text{leeftijd}) = 1.6$ in 0.8 (= 52%) voor de eerste as en 0.5 (= 31%) voor de tweede component en 17% voor de overige twee componenten. We laten hier alleen de eerste component zien die iets meer dan de helft van de interactiekwadratensom voor zijn rekening neemt.

De in Figuur 4 weergegeven as wordt primair gedefinieerd door de onderscheiden werkelijkheidswaarde die aan films met vrouwelijke en mannelijke detectives wordt toegekend, waarbij de oudste leeftijdsgroepen relatief meer werkelijkheidswaarde toekennen aan 'mannelijke' detectivefilms (en politiefilms). Daarentegen zijn de jongste kinderen relatief meer geneigd vrouwelijke detectivefilms als werkelijk te zien. In de praktijk is het beroep van detective nagenoeg uitsluitend een mannelijke aangelegenheid, hetgeen jonge kinderen kennelijk nog onvoldoende realiseren.



Figuur 5 Aspect x Leefijd Interacties

Aspect x leeftijd-interacties. Figuur 5 laat de aspect x leeftijd-interacties zien. Het meest in het oog springen de extreme verschillen in oordelen over de werkelijkheidswaarde van de gebeurtenissen in Amerika en Engeland. Met klimmende leeftijd is men

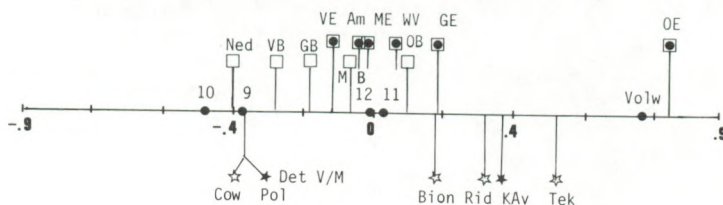
steeds minder geneigd de filmgebeurtenissen in Amerika of Engeland (Am) voor werkelijk te houden, zoals Figuur 5 duidelijk illustreert. Figuur 6 laat de eerste component van de singuliere waardedecompositie zien die meer dan 80% van de kwadratensom voor zijn rekening (SS(Asp x Lft) = 2.3; 1e comp.: 1.9 (= 83%); 2e comp.: 0.3 (= 13%) neemt.



Figuur 6 Singuliere Waarde Decompositie van de Aspect x Leeftijd Interacties: Eerste Component

Drieweginteracties. Blijkens de variantieanalyse tabel (Tabel 1) is de gemiddelde kwadratensom van de drieweginteracties erg klein, óók vergeleken met de tweeweginteracties. Duidelijke uitbijters doen zich niet voor, hetgeen blijkt als men de kwantielen van de residuen afzet tegen die van de normale verdeling. Verder kunnen we in geval we $MS(Asp \times Film \times Lft)$ als schatting van de variantie σ^2 beschouwen onder de aanname dat de residuen normaal $(0, \sigma^2)$ verdeeld zijn, naar residuen kijken die meer dan $\pm 2\sigma^2$ (≈ 0.16) van nul verwijderd zijn. A priori verwachten we er 5% van 440 dus ca. 22 bij een α van .05 onder de H_0 -verdeling. Het zijn er echter maar 11, zodat de verdeling van de residuen eerder te korte dan te lange staarten heeft. Hoewel het aantal 'extreme' residuen gering is, zou er toch nog enige systematiek in kunnen zitten. Om dit na te gaan hebben we een drieweganalyse met één component voor elke weg uitgevoerd (model (3) en (4) zijn nu dus equivalent), wat het volgende resultaat oplevert. De eerste componenten van de drie wegen nemen van de residuele kwadratensom (= 1.9) 26% voor hun rekening. Figuur 7 suggereert dat wat er nog aan systematiek in de drieweginteracties zit, veroorzaakt wordt door de relatief grotere werkelijkheidswaarde die volwassenen aan het optreden van de figuren (OE) in fantastische films (afgezien van Cowboyfilms) toekennen. Voor zover

men dit serieus kan nemen (kans-kapitalisatie?) vloeit dit vermoedelijk voort uit het vermogen van volwassenen genuanceerder te oordelen. Men onderkent beter dat in films die als geheel een fantastisch karakter hebben, toch nog realistische elementen in het optreden van de hoofdpersonen kunnen zitten.



Figuur 7 Drieweganalyse van de Aspect x Film x Leeftijd Interacties: Eerste Component

MULTIPLICATIEVE MODELLEN VOOR TWEE-PLUS-DRIEWEGINTERACTIES

In het voorafgaande gingen we uit van een additief decompositiemodel met multiplicatieve factoren per interactieterm, en in de sectie hierna zullen we de gegevens met een compleet multiplicatief decompositiemodel analyseren. In deze sectie gaan we echter uit van een model dat daartussen ligt. Hierbij zijn als additieve elementen de hoofdeffecten aanwezig en worden de residuen (twee- plus drieweginteracties) gezamenlijk gedeclineerd aan de hand van een driewegmodel. Wanneer we ons beperken tot twee componenten voor elk van de drie wegen ($M=P=Q=2$) dan levert dit de volgende resultaten op. De kwadraten van de twee- plus drieweginteracties is 11.5 en hiervan wordt door het tweecomponentenmodel 4.8 (= 42%) gebruikt.

Gegeven onze interesse in wat de leeftijdsgroepen verenigt en scheidt, ligt het voor de hand uit te gaan van de leeftijdscomponenten en deze zo te roteren dat de ladingen op de eerste component zo min mogelijk spreiden - waarmee deze als dus aangeeft wat de leeftijdsgroepen gemeenschappelijk hebben - en op de tweede component zo ver mogelijk uiteen liggen. Zoals blijkt uit Tabel 4, waarin

het resultaat staat weergegeven van een op basis van visuele inspectie uitgevoerde rotatie, lukt dit alleszins redelijk.

Tabel 4

Leeftijdsc componenten voor Twee plus Drieweginteracties

Leeftijd	Ongeroteerd		Geroteerd	
	1	2	1	2
9	.67	.39	.37	.68
10	.56	-.16	.56	.16
11	.38	-.21	.43	.02
12	.30	-.37	.45	-.16
Volwassenen	-.02	-.80	.40	-.70
% verklaarde kwadraten som	27	15	24	18

Noot: Rotatiehoek $\phi = 33^\circ$.

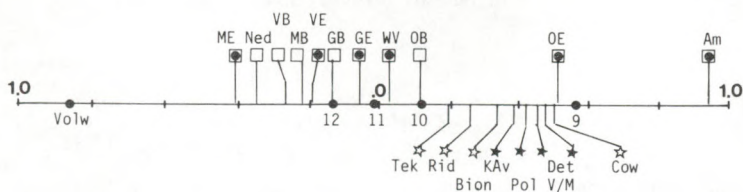
De voor de leeftijdsgroepen gemeenschappelijke interactiestructuur van de aspecten en films corresponderend met de eerste geroteerde leeftijdsc component, zouden we met behulp van een zogenaamd 'joint plot' kunnen laten zien (voor details zie Kroonenberg (1983, p. 164-166; 1985)). De betreffende eerste as is echter vrijwel gelijk aan de eerder in Figuur 2A weergegeven aspectxfilm-interacties, en ook de kwadratensom is gelijk aan die van de aspectx film-interacties in Figuur 2A (namelijk 2.7.). De eerste as beelden we daarom niet af. Hetzelfde geldt voor de tweede as van de interactiestructuur tussen aspecten en films. Deze verklaart namelijk slechts een zeer klein deel van de variantie (kwadratensom = 0.02).

De interactiestructuur van aspecten en films corresponderend met de tweede leeftijdsas is - evenals de vorige - weer ééndimensionaal (kwadratensom: 1e as = 2.0, 2e as = 0.04). In Figuur 8 is dan ook alleen de eerste as afgebeeld; de waarden van de tweede leeftijdsc component zijn toegevoegd. Vergelijking met Figuur 6 leert dat de eerste as perfect met de eerste as van de aspect x leeftijd-interacties overeenkomt, zij het met een iets kleinere kwadratensom. Omdat anders dan bij de tweeweginteracties niet over alle films

gesommeerd wordt, is hier nog enige differentiatie tussen films te zien. Met name gebeurtenissen in Amerika in de soorten films waarvan vooral Amerikaanse voorbeelden op onze televisie te zien zijn, zoals cowboyfilms en detectivefilms (M/V), worden door de jongere leeftijdsgroepen relatief iets werkelijker en door volwassenen iets minder werkelijk geacht. Van andere filmsoorten zijn ook regelmatig Europese voorbeelden op het scherm te zien.

De ééndimensionaliteit van de twee besproken interactiestructuren tussen aspecten en films voor elk van de twee leeftijden doet de vraag rijzen of men bij deze gegevens niet een eenvoudiger model als PARAFAC (formule (3)), dat gezamenlijke componenten voor alle drie de wegen tegelijk specificeert, zou kunnen gebruiken. Om dit na te gaan werden de twee- plus drieweginteracties ook met behulp van model (3) geanalyseerd. Inderdaad levert dit model dezelfde assen op, namelijk die uit Figuur 2A en Figuur 8, en ook de met de assen corresponderende kwadratensommen zijn nagenoeg identiek (namelijk 2.7 en 2.0).

Ten opzichte van de aparte analyses van de tweeweginteracties levert de hier beschreven analyse geen nieuwe gezichtspunten op. De voornaamste oorzaak is dat in ons geval drieweginteracties praktisch ontbreken. Bij afwezigheid van drieweginteracties is het stuk voor stuk beschouwen van de tweeweginteracties een aangewezen strategie. Aan de andere kant heeft de hier beschreven analyse het voordeel dat er erg efficiënt met de gegevens wordt omgesprongen, zoals we in de sectie over modelselectie zullen laten zien.



Figuur 8 Structuur van de Twee- plus Drieweg Interacties corresponderend met de Tweede Leeftijdsc component uit Tabel 4: Eerste Component

MULTIPLICATIEVE MODELLEN VOOR OORSPRONKELIJKE GEGEVENS

In de vorige paragrafen werd er a priori van uitgegaan dat in de eerste plaats de gegevens door een additief model als (1) te beschrijven zijn. Niettemin kan men zich afvragen hoe een zuiver multiplicatief model zich zou gedragen. Interessant is met name of dit een meer directe of compacte beschrijving van de gegevens toelaat, en hoe de termen uit de additieve analyse de oplossing beïnvloeden.

We zullen hier een oplossing met model (4) beschouwen met 2 componenten voor de aspecten en de films en 2 componenten voor de leeftijdsgroepen ($M=P=3$; $Q=2$). Een rechtvaardiging voor deze keus komt in de volgende sectie aan de orde. Overigens blijkt dat voor het analyseren van de oorspronkelijke gegevens model (3) niet geschikt is. Oplossingen met twee componenten voor elke weg leiden tot zeer hoog correlerende factoren, en met drie componenten doen zich geen convergerende oplossingen voor (voor een discussie over dit soort problemen zie Harshman & Lundy, 1984b).

In drieweganalyse is het veelal gebruikelijk om eerst per weg (hier: aspecten, films en leeftijdsgroepen) de componenten te bespreken en te duiden, en in tweede instantie de samenhang tussen componenten van verschillende wegen in ogenschouw te nemen. Hier zullen we echter uitsluitend de componenten van de verschillende wegen in hun onderlinge samenhang bespreken en daarbij weer gebruik maken van lijndiagrammen. Als maat voor de samenhang kan hierbij gebruik gemaakt worden van de elementen g_{mpq} uit de zogenaamde kernmatrix G (zie formule (4)), aangezien zij als gewichten fungeren bij producten van ladingen van verschillende componenten.

$$y_{ijk} = \sum_m \sum_p \sum_q a_{im} b_{jp} c_{kq} g_{mpq} + \varepsilon_{ijk} \quad (4, \text{ herhaald})$$

Zo is g_{mpq} het gewicht dat behoort bij de producten $a_{im} b_{jp} c_{kq}$, en hoe groter g_{mpq} des te zwaarder telt dit product mee bij de reconstructie van de gegevens met behulp van het model (zie formule (4)). De gewichten g_{mpq} zijn de (gegeneraliseerde) singuliere waarden (mits de componenten van alle wegen orthonormaal zijn), zodat g_{mpq}^2 gelijk is aan de kwadratensom van de combinatie van de m -de component van A , de p -de component van B en de q -de component van C .

Het quotiënt $g_{mpq}^2 / SS(\text{Totaal})$ is dus de proportionele bijdrage van g_{mpq}^2 aan die totale kwadratensom. Anders dan bij gewone singuliere waardedecompositie kan g_{mpq} ook negatieve waarden aannemen, aangezien we met combinaties van drie componenten van doen hebben.

Tabel 5 laat de singuliere waarden, hun kwadraten en hun proportionele bijdragen aan de totale kwadratensom zien. Uit de tabel blijkt dat alleen de termen g_{111} geassocieerd met de com-

Tabel 5

*Singuliere Waarden of Kernmatricelementen
voor de 3x3x2 TUCKALS Oplossing*

	Singuliere Waarden			Bijdrage aan Kwadratensom			Proportionele Bijdrage		
	b_1	b_2	b_3	b_1	b_2	b_3	b_1	b_2	b_3
c_1									
a_1	14.9	-0.0	0.0	221.0	0.0	0.0	.950	.000	.000
a_2	0.0	1.7	-0.3	0.0	2.9	0.1	.000	.012	.000
a_3	0.0	0.4	0.1	0.0	0.1	0.0	.000	.001	.000
c_2									
a_1	0.0	-0.6	-1.0	0.0	0.3	1.0	.000	.001	.004
a_2	-0.5	-0.2	0.1	0.3	0.0	0.0	.001	.000	.000
a_3	1.1	0.2	-0.0	1.3	0.0	0.0	.006	.000	.000

ponenten (a_1, b_1, c_1) , $g_{221} (a_2, b_2, c_1)$, $g_{132} (a_1, b_3, c_2)$ en $g_{312} (a_3, b_1, c_2)$ een bijdrage leveren die vergelijkbaar is met die uit de additieve analyses. Of men ook naar combinaties van componenten wenst te kijken die kleinere proportionele bijdragen hebben, hangt af van de mate waarin men de gegevens in detail wenst te bekijken, en ook van de schatting van de grootte van de proportionele bijdrage van toevallige combinaties van componenten. Formele statistische procedures om hierover een oordeel te vellen zijn echter niet beschikbaar.

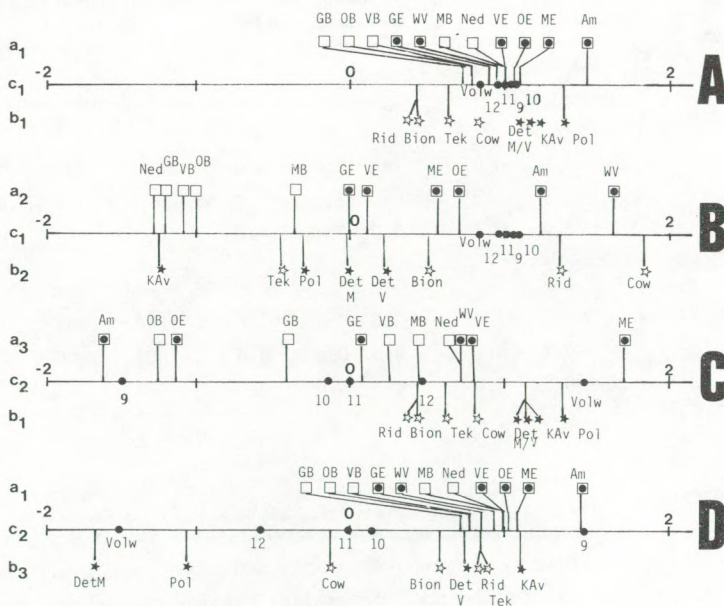
De eerste componenten voor elke weg zijn als een lijndiagram afgebeeld in Figuur 9A. De rangordes van de elementen op deze componenten zijn identiek aan die van de gemiddelden, en hun gezamenlijke bijdrage aan het model is gelijk aan die van die van de constante plus hoofdeffecten (kwadratensom = 221). Wat dit betreft kan men dus slechts op inhoudelijke gronden kiezen tussen een model als

$$y_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k \quad (5)$$

en

$$y_{ijk} = g_{111}a_i b_j c_k \quad (6)$$

te meer daar ook het aantal vrijheidsgraden in beide gevallen gelijk is (zie volgende sectie).



Figuur 9 Drieweganalyse op de Oorspronkelijke Data: Belangrijkste Combinaties van Componenten

De overige drie relevante combinaties zijn eveneens in Figuur 9 als lijndiagram aangegeven, en gerangschikt naar afnemende verklaarde kwadratensom. Opvallend is dat bij elk van de vier com-

ponentcombinaties tenminste één component is betrokken met bijna gelijke ladingen, hetgeen waarschijnlijk indicatief is voor het ontbreken van belangrijke drieweginteracties. Deze omstandigheid maakt uiteraard de interpretatie eenvoudiger. Specifieke inhoudelijke interpretatie van de lijndiagrammen kan grotendeels achterwege blijven, aangezien in elk van hen duidelijk eerdere figuren te herkennen zijn.

Zoals gezegd weerspiegelt diagram A uit Figuur 9 de verschillen tussen de gemiddelden, maar nu gemodelleerd met een multiplicatief model. B verenigt in zich de hoofdkenmerken van beide assen van de aspect x film-interacties (zie Figuur 2). C vertoont in grote lijnen overeenkomsten met de aspect x leeftijd-interacties (zie Figuur 6), en ook met de interacties geassocieerd met de leeftijdsverschillen uit de twee- plus drieweg-interacties (zie Figuur 8), zij het met kleine detailverschillen. Tenslotte heeft D veel gemeen met de eerste as van de film x leeftijd-interacties (zie Figuur 4), maar de vrouwelijke detectivefilms nemen een minder prominente plaats in.

Concluderend kan men, evenals in de vorige sectie, opmerken dat geen nieuwe inhoudelijke conclusies uit de drieweganalyse naar voren komen, althans zolang men zich tot de belangrijkste combinaties van componenten beperkt. Maar het meer globale driewegmodel blijkt voor individuele afwijkingen minder vatbaar te zijn dan de aparte singuliere waardedecomposities. De reden is dat bij decompositie van tweeweginteracties steeds in vrijheid per tweeweginteractie nieuwe componenten gevonden kunnen worden, terwijl bij drieweganalyse een beperkt aantal componenten alle interacties tegelijkertijd moeten beschrijven.

MODELVERGELIJKING

Weliswaar hebben we op diverse plaatsen de uitkomsten van verschillende modeltoepassingen inhoudelijk vergeleken, maar aan een formele vergelijking van modellen hebben we nog geen aandacht besteed. De meest gebruikelijke manier om modellen binnen variantieanalyse te beoordelen, is het uitvoeren van F-toetsen op de afzonderlijke termen in het model. Een dergelijke procedure hangt sterk

af van de aannamen ten aanzien van de verdeling van de foutentermen. Bij gebrek aan een duidelijk inzicht hierin, zullen we een andere weg bewandelen. Onder andere bij structurele modellen voor covariantiematrices en loglineaire analyse vergelijkt men in eerste instantie gewoonlijk gehele modellen en niet aparte termen van een model. Een dergelijke aanpak zullen we hier ook volgen en wel door een groot aantal verschillende modellen te vergelijken op basis van

Tabel 7

*Kwadratensommen en Vrijheidsgraden voor
Modellen met Multiplicatieve Factoren*

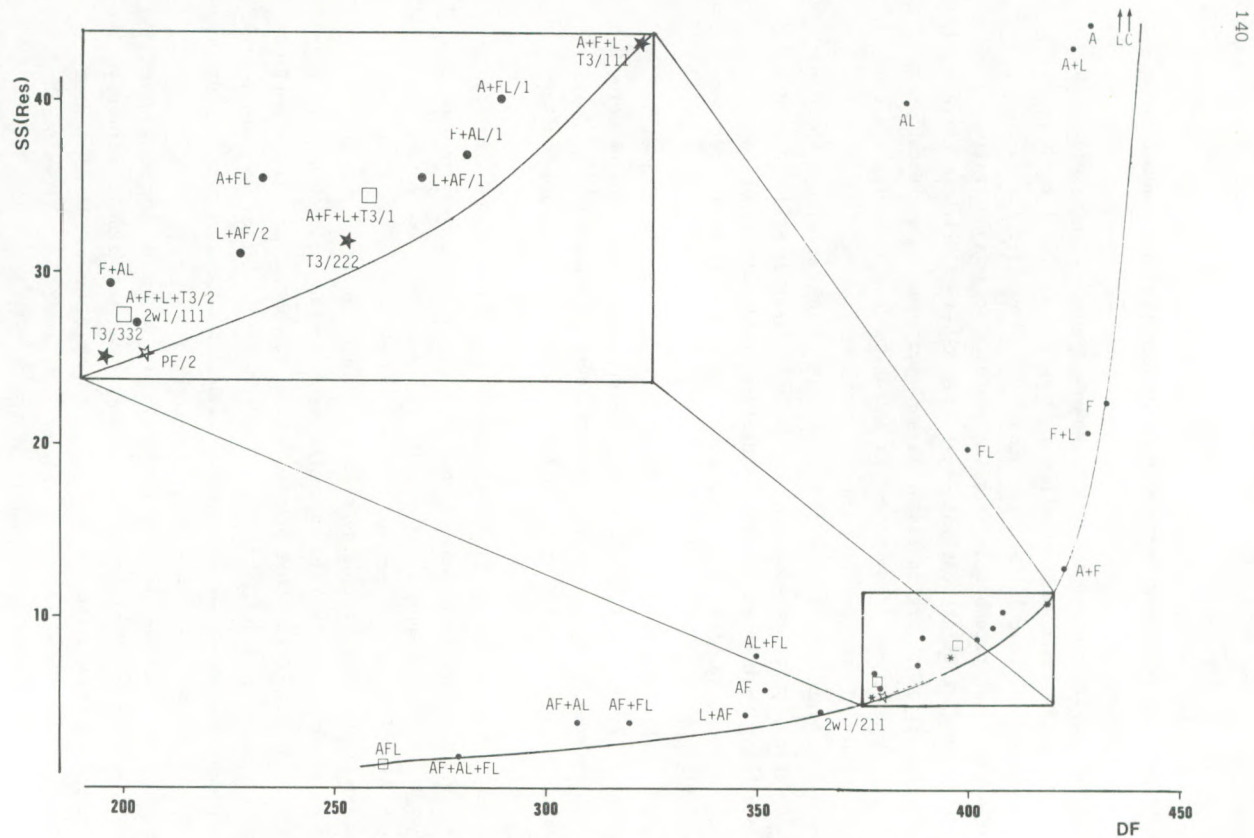
Type Model ^a	Model		Residuen		Term	
	SS	df	SS	df	SS	df
<i>Tweeweginteracties</i>						
A + F + L + AF/1	223.7	38	8.9	402	2.6	16
A + F + L + AF/2	225.2	52	7.4	388	1.5	14
A + F + L + AL/1	223.0	35	9.6	405	1.9	13
A + F + L + FL/1	221.9	32	10.7	408	0.8	10
A + F + L + 2wI/111	226.4	61	6.2	379	-	-
A + F + L + 2wI/211	227.9	75	4.7	365	-	-
<i>Twee- plus drieweg- interacties</i>						
A + F + L + T3/ 111 (PF/1)	223.9	43	8.7	397	2.8	21
A + F + L + T3/222	225.9	62	6.7	378	4.8	40
A + F + L + PF/2	226.0	60	6.6	380	4.8	38
<i>Drieweginteracties</i>						
AF + AL + FL + T3/ 111 (PF/1)	231.1	179	1.5	261	0.5	19
<i>Oorspronkelijke data</i>						
T3/111 = PF/1	221.0	22	11.6	418	-	-
T3/222	224.7	44	7.9	396	-	-
T3/322	227.1	63	5.5	377	-	-

Noot: ^aA = aspect, F = film, L = leeftijdsgroep, T3/MPQ = drieweg pca (model (4)) met respectievelijk M, P en Q componenten, PF/M = parallelle factoranalyse (model (3)) met M factoren, 2wI/MPQ = singuliere waardedecompositie (model (2)) van elke tweeweginteractieterm met respectievelijk M, P en Q componenten.

hun residuele kwadratensommen (RSS) en de daarbij behorende vrijheidsgraden (df). Deze laatste zijn bepaald door het aantal vrije modelparameters te tellen (voor de details zie Kroonenberg, 1986) en deze af te trekken van het totaal aantal gegevens. Deze informatie is voor alle beschouwde modellen weergegeven in Tabel 6 en 7, en daarnaast in Figuur 10, een zogenaamde RSS-df grafiek (zie Verbeek, 1984, voor een uitgebreide verhandeling over dergelijke grafieken). Uit de grafiek blijkt dat wat betreft de RSS-df-verhouding er veel modellen zijn die erg op elkaar lijken, met name in de 'bocht' van de getekende kromme. Deze kromme is getrokken door de punten die aan de onder- of rechterkant van de puntenverzameling liggen. Alle modellen binnen de kromme hebben een relatief ongunstige RSS-df-verhouding, omdat er voor ongeveer hetzelfde aantal vrijheidsgraden modellen zijn met een lagere residuele kwadratensom en/of omdat er bij ongeveer dezelfde residuele kwadratensom modellen zijn met meer vrijheidsgraden.

Bij het selecteren van een optimaal model verdienen dus, althans wanneer men inhoudelijke overwegingen buiten beschouwing laat, punten op de kromme de voorkeur boven de andere punten. Daarnaast kan bij modellen op de kromme nog een voorkeur worden uitgesproken voor modellen dichtbij de bocht van de kromme. Enerzijds omdat elk model ter rechterzijde van de bocht een kleine winst aan vrijheidsgraden moet bekopen met een sterk verhoogde residuele kwadratensom, en anderzijds doordat bij een model ter linkerzijde een kleine winst in residuele kwadratensom gepaard gaat met een sterk verlies aan vrijheidsgraden. Tenslotte moet men ook nog rekening houden met het stochastische karakter van de gegevens, zodat men niet alleen modellen precies op de kromme in ogenschouw moet nemen, maar ook modellen die daar (zeer) dichtbij liggen. Met andere woorden, bij de keuze van optimale modellen moeten we met name de ingekaderde modellen van Figuur 10 betrekken.

Wanneer we de modellen vlak bij de bocht van de kromme bekijken (zie inzet), blijken dit met name modellen te zijn met multiplicatieve factoren voor de interactietermen. We zien drie groepjes van modellen, en daarnaast het model met alleen hoofd-effecten. Deze zijn nader gespecificeerd in Tabel 8.



Figuur 10 Residuele Kwadratensom en Vrijheidsgraden voor de Besproken Modellen

Tabel 8

Acceptabele Modellen voor Beschrijving Interactiestructuren

Afkorting ^a	Model Formule	RSS	df	Figuur (F)/ Tabel (T)
<i>Groep I</i>				
1. A + F + L	$\hat{y}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k$	11.6	418	T2
2. T3/111	$\hat{y}_{ijk} = a_{il} b_{jl} c_{kl} g_{111}$	11.6	418	-
<i>Groep II</i>				
3. A + F + L + T3/111 & A + F + L + PF1	$\hat{y}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + a_{il} b_{jl} c_{kl} g_{111}$	8.7	397	-
4. T3/222	$\hat{y}_{ijk} = \sum_{m=1}^2 \sum_{p=1}^2 \sum_{q=1}^2 a_{im} b_{jp} c_{kq} g_{mpq}$	7.9	396	-
<i>Groep III</i>				
5. A + F + L + T3/222	$\hat{y}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \sum_{m=1}^2 \sum_{p=1}^2 \sum_{q=1}^2 a_{im} b_{jp} c_{kq} g_{mpq}$	6.7	378	T2, F6, F8
6. A + F + L + PF/2	$\hat{y}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + a_{il} b_{jl} c_{kl} g_{111} + a_{i2} b_{j2} c_{k2} g_{222}$	6.6	380	F6, F8
7. 2wI/111	$\hat{y}_{ijk} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + a_i^{(1)} b_j^{(1)} + a_i^{(2)} c_k^{(2)} + b_j^{(3)} c_k^{(3)}$	6.2	379	F2, 4, 6
8. T3/332	$\hat{y}_{ijk} = \sum_{m=1}^3 \sum_{p=1}^3 \sum_{q=1}^2 a_{im} b_{jp} c_{kq} g_{mpq}$	5.5	377	T5, T9

Noot: ^aA = aspect, F = film, L = leeftijdsgroep, T3/MPQ = drieweg pca (model (4)) met respectievelijk M, P en Q componenten, PF/M = parallelle factoranalyse (model (2)) met M factoren, 2wI/MPQ = singuliere waardedecompositie van elke tweeweginteractieterm met respectievelijk M, P en Q componenten.

Een nadere keuze van welk van deze drie groepen modellen de voorkeur heeft, is op statistische gronden moeilijk te maken. We hebben namelijk met zeer ongelijksoortige modellen van doen, waardoor de verschillen tussen de modellen niet in eenduidige nulhypotesen te vatten zijn. Daarnaast is sprake van een descriptieve studie, waarbij niet uitgegaan wordt van of gezocht wordt naar één "ideaal" model dat aan de data ten grondslag ligt. Veleer was de bedoeling van de studie na te gaan in hoeverre verschillende leeftijdsgroepen differentieel oordelen over de werkelijkheidswaarde van aspecten aan uiteenlopende filmsoorten. In dit licht voldoen de modellen uit de groepen I en II slechts matig, want hierin komen de leeftijdsverschillen niet of onvoldoende tot uitdrukking. Derhalve heeft de derde groep van modellen onze voorkeur. Niet alle modellen uit deze groep hebben echter dezelfde informatiewaarde. Als we de drie vectoren van gemiddelden van de drie wegen als één combinatie van componenten beschouwen, dan hebben we in het voorgaande gezien dat $A+F+L+T3/2$ en $A+F+L+PF/2$ drie combinaties van componenten opleveren (gemiddelden plus twee factoren), terwijl de modellen $2wI/1$ en $T3/332$ elk vier combinaties verschaffen, respectievelijk de gemiddelden plus één combinatie per tweeweginteractie en vier belangrijke singuliere waarden, die elk een combinatie van componenten vertegenwoordigden. Op grond van de grotere informatiewaarde prefereren we de laatst genoemde twee modellen, waarbij we een lichte voorkeur voor het analytisch gezien eenvoudige model $2wI/1$ hebben. Vanzelfsprekend kan de keuze in andere toepassingen anders uitvallen. Dit zal mede afhangen van de sterkte van de drieweginteracties, want deze bepalen mee hoe zinvol de tweeweginteracties geïnterpreteerd kunnen worden.

BESLUIT

Bij variantieanalyses met veel niveaus per factor is het veelal moeilijk zicht te krijgen op de structuren in de (significante) interacties. In dit artikel hebben we verschillende methoden de revue laten passeren om interactiestructuren efficiënt en inzichtelijk te beschrijven. Dit geïnspireerd door gegevens uit een onderzoek naar de werkelijkheidswaarde die verschillende leeftijdsgroepen

op diverse aspecten aan filmsoorten toekennen. We hebben de interactiestructuren via een breed spectrum van modellen met multiplicatieve componenten bekeken. Daarbij hebben we gebruik gemaakt van singuliere waardedecompositie (model(2)), drieweg-principale-componenten-analyse (model(4)) en parallelle factoranalyse (model(3)). Met deze technieken zijn met name de tweeweginteracties, drieweginteracties en de twee- plus drieweginteracties geanalyseerd. Daarnaast is ook een drieweganalyse op de oorspronkelijke gegevens uitgevoerd.

Bij de gehanteerde dataset bleken de singuliere waardedecomposities op de tweeweginteracties de meest eenvoudige en aantrekkelijke beschrijving te geven. De behoefte aan driewegmodellen was bij de onderhavige gegevens minder groot, vanwege de betrekkelijk kleine drieweginteracties. Hoewel de meeropbrengst van deze analyses op de gehanteerde dataset beperkt was, menen wij dat bij grotere drieweginteracties het gebruik van driewegtechnieken een substantiële bijdrage aan het inzicht in de interactiestructuren kan leveren.

Gezien het grote aantal verschillende modellen dat voor de interactiestructuren bij factoriële opzetten met veel niveaus kan worden gespecificeerd, is altijd enigerlei vorm van modelvergelijking noodzakelijk. De hier beschreven methode kan daarvoor een eerste aanzet geven.

REFERENTIES

- Atkins, C.K., & Wood, C. (1976). Effects of realistic versus fictional television violence on aggression. Paper presented at the Conference of the Association for Education in Journalism (ERIC Documentation Reproduction Service No. ED 124 979).
- Corsten, L.C.A., & Eijnsbergen, A.C. Van (1972). Multiplicative effects in a two-way analysis of variance. *Statistica Neerlandica*, 26, 61-68.
- Freeman, G.H., & Dowker, B.D. (1973). The analysis of variation between and within genotypes and environments. *Heredity*, 30, 97-109.
- Gollob, H.F. (1968a). A statistical method which combines features of factor analytic and analysis of variance techniques. *Psychometrika*, 33, 73-115.

- Gollob, H.F. (1968b). Confounding of sources of variation in factor-analytic techniques. *Psychological Bulletin*, 70, 330-344.
- Gower, J.C. (1977). The analysis of three-way grids. In P. Slater (Ed.), *Dimensions of interpersonal space*. New York: Wiley.
- Harshman, R.A., & Lundy, M.E. (1984a). The PARAFAC model for three-way factor analysis and multidimensional scaling. In: H.G. Law, C.W. Snyder Jr., J.A. Hattie & R.P. McDonald (Eds.), *Research methods for multi-mode data analysis* (pp. 122-215). New York: Praeger.
- Harshman, R.A., & Lundy, M.E. (1984b). Data preprocessing and the extended PARAFAC model. In H.G. Law, C.W. Snyder Jr., J.A. Hattie, & R.P. McDonald (Eds.), *Research methods for multi-mode data analysis* (pp. 216-284). New York: Praeger.
- Hays, W.L. (1981). *Statistics*. New York: CBS College Publishing.
- Johnson, D.E., & Graybill, F.A. (1972). An analysis of a two-way model with interaction and no replication. *Journal of the American Statistical Association*, 67, 862-868.
- Kettenring, J.R. (1983a). Components of interaction in analysis of variance models with no replications. In P.K. Sen (Ed.), *Contributions to statistics: Essays in honor of Normal L. Johnson* (pp. 283-297). Amsterdam: North-Holland.
- Kettenring, J.R. (1983b). A case study in data analysis. *Proceedings of Symposia in Applied Mathematics*, 28, 105-139.
- Krishnaiah, P.R., & Yochmowitz, M.G. (1980). Inference on the structure of interaction in two-way classification model. In P.R. Krishnaiah (Ed.), *Handbook of Statistics, Volume I* (pp. 973-994). Amsterdam: North-Holland.
- Kroonenberg, P.M. (1983). *Three-mode principal component analysis*. Leiden: DSWO Press.
- Kroonenberg, P.M. (1985). Three-mode principal component analysis of semantic differential data: The case of a triple personality. *Applied Psychological Measurement*, 9, 83-94.
- Kroonenberg, P.M. (1986). Combinaties van multilineaire modellen en hun vrijheidsgraden. WEP Reeks, WR 86-03-IN. Vakgroep W.E.P. Subfaculteit P.A.W. Rijksuniversiteit Leiden.
- Mandel, J. (1969). The partitioning of interaction in analysis of variance. *Journal of Research of the National Bureau of Standards-B. Mathematical Sciences*, 73B, 309-328.
- Mandel, J. (1971). A new analysis of variance model for non-additive data. *Technometrics*, 13, 1-18.
- Tucker, L.R. (1966). Some mathematical notes on three-mode factor analysis. *Psychometrika*, 31, 279-311.
- Van der Voort T.H.A. (1982). *Kinderen en TV-geweld: Waarneming en beleving*. Lisse: Swets & Zeitlinger.
- Van der Voort T.H.A. (1986). *Television violence: A child's-eye view*. Amsterdam: North-Holland.
- Van der Voort T.H.A., Vooijs, M.W., & Bekker, P.A. (1982). *TV-geweld in kindergen, Deel II*. Leiden: Vakgroep WEP, Subfaculteit Opvoedkunde, RU Leiden.
- Verbeek, A. (1984). The geometry of model selection in regression. In T.K. Dijkstra (Red.), *Misspecification analysis*. Berlin: Springer.