

Rasdiscriminatie bij het opmaken van kranteberichten: een heranalyse van een onderzoek van Frank Bovenkerk

P. M. Kroonenberg en R. van der Veer*

1. Inleiding

Onder leiding van Bovenkerk is onlangs een aantal onderzoeken verricht naar rasdiscriminatie in Nederland (Bovenkerk, 1978a). Een van deze onderzoeken, door Bovenkerk zelf uitgevoerd, had betrekking op rasdiscriminatie bij misdaadverslaggeving in de landelijke pers (Bovenkerk, 1978b). In dit artikel doen wij verslag van een heranalyse uitgevoerd op dat gedeelte van het materiaal dat betrekking heeft op de relatie tussen de herkomst van de bij de misdaad betrokkene en het (sensationeel) opmaken van kranteberichten.

De voornaamste reden hiervoor is dat wij een aantal vraagtekens zetten bij de statistische analyses van Bovenkerk. Ons bezwaar richt zich met name op het feit dat Bovenkerk, hoewel hij inhoudelijk 'meer aandacht voor mogelijk *verschil tussen diverse kranten*' (p. 122)** heeft, hij deze aandacht niet uitstrekt over de statistische aspecten en consequenties van dat verschil tussen de kranten. Hier en daar leiden onze analyses dan ook tot enigszins andere conclusies. Bovenkerk behandelt in zijn artikel drie vragen, die wij in dezelfde volgorde zullen opnemen. Bij verdere analyse bleek het onontbeerlijk tevens het rapport van Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972) bij onze beschouwingen te betrekken.

Verder willen we nog een opmerking maken over Bovenkerks operationalisatie van 'Hollanders'. Zeer duidelijk is hij hierover niet, maar uit de tabellen en opmerkingen uit Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972, iv, 63 (voetnoot), 64) blijkt dat hij onder 'Hollanders' verstaat:

- expliciet als zodanig vermelde personen, bijvoorbeeld Nederlanders, Tilburgenaren, Maastrichtenaren, etc.
- personen waarvan de herkomst niet is vermeld.

Volgens ons is het niet juist om voetstoots aan te nemen dat als bij een misdrijf de herkomst van de betrokkene niet is vermeld, deze persoon wel een Hollander geweest zal zijn. Voor de zuiverheid zullen wij dan ook hier spreken van een 'referentiegroep' en alleen dan over Hollanders spreken als ze als zodanig geïdentificeerd zijn (zie verder par. 3).

Tenslotte nog een opmerking over de door ons uitgevoerde analyses. Gezien het publiek waarvoor Bovenkerk zijn artikel geschreven heeft, wilden wij bij onze analyses op ongeveer hetzelfde statistische niveau blijven. Uit verschillende oogpunten is een diepgaande analyse

* Onze dank gaat uit naar drs. L. J. Beukelaar, die door een wijze observatie ons aan de heranalyse van de gegevens zette, en naar dr. A. Verbeek voor de vele opmerkingen die hij plaatste bij een eerdere versie van dit artikel.

** Wanneer uitsluitend naar bladzijdennummers wordt verwezen wordt altijd Bovenkerk (1978b) bedoeld.

Tabel 1. De plaatsing van misdaadberichten ^{1,2}

Krant	Algemeen Dagblad			De Telegraaf			Het Parool			De Volkskrant			NRC/ Handelsblad			Trouw			Alle kranten			
Pagina	1e	3e	E	1e	3e	E	1e	3e	E	1e	3e	E	1e	3e	E	1e	3e	E	1e	3e	E	to- talen
Surinamers	0	0	3	8	7	20	3	0	7	0	1	2	0	1	10	0	2	8	11	11	50	72
			3			35			10			3			11			10				
Turken & Marokkanen	0	1	10	5	5	13	2	1	8	1	2	4	1	0	10	1	1	3	10	10	48	68
			11			23			11			7			11			5				
Referentie- groep	10	11	25	4	11	33	3	1	24	4	4	20	0	8	20	4	14	54	25	49	176	250
			46			48			28			28			28			72				
1e pagina (1e)	10			17			8			5			1			5			46			
3e pagina (3e)		12			23			2			7			9			17			70		
Elders (E)			38			66			39			26			40			65			274	
			60			106			49			38			50			87			390	
Herkomst niet vermeld	4	4	10	3	5	12	2	1	9	0	1	2	0	3	13	1	4	23	10	18	69	97
			18			20			12			3			16			28				
Hollanders	6	7	15	1	6	21	1	0	15	4	3	18	0	5	7	3	10	31	15	31	107	153
			28			28			16			25			12			44				
X^2_4 ; p	7.2 ; .12			3.9 ; .42			3.1 ; .51			1.6 ; .95			8.3 ; .05			2.5 ; .68			3.0 ; .56			
																			$\Sigma X^2_4 = 26.6$			
																			vg = 24 ; p = .32			

Opmerkingen

- Het zwaaromlijnde gedeelte van de tabel is gelijk aan Bovenkerks tabel 5 (p. 128), waar evenwel abusievelijk '45' staat in plaats van '49'.
- De X^2 -waarden en hun beschrijvende significantieniveaus voor de tabellen van de vorm: variabele 1 tegen variabele 2 gegeven een niveau van de derde variabele.

X^2 (krant, plaats Surinamers)	= 12.5 (p = .25; vg = 10)	X^2 (krant, herkomst 1e pagina)	= 23.9 (p = .008; vg = 10)
X^2 (krant, plaats Turken en Marokkanen)	= 8.9 (p = .54; vg = 10)	X^2 (krant, herkomst 3e pagina)	= 15.3 (p = .12 ; vg = 10)
X^2 (krant, plaats Referentiegroep)	= 20.0 (p = .03; vg = 10)	X^2 (krant, herkomst elders)	= 28.6 (p = .002; vg = 10)
ΣX^2	= 41.4 (p = .03; vg = 30)	ΣX^2	= 67.8 (p = .000; vg = 30)
- p = beschrijvend significantieniveau; vg = vrijheidsgraden.

met behulp van zogenaamde loglineaire modellen voor deze gegevens aan te bevelen. Mogelijk zullen wij samen met Bovenkerk de gegevens ook op deze manier analyseren.

2. Plaatsing in de krant van misdaadberichten

De eerste vraag (a) van Bovenkerk (p. 127) was:

- a. 'Wordt misdaad waarbij personen van uitheemse oorsprong betrokken zijn vaker op de voorpagina of op de eveneens opvallende pagina 3 van de krant afgedrukt dan "Hollandse" misdaad?'

De gegevens die op deze vraag betrekking hebben staan in *tabel 1*. Het zwaaromlijnde gedeelte van de tabel correspondeert met Bovenkerks *tabel 5* (p. 128).

Twee dingen springen in het oog bij deze vraagstelling:

- ten eerste negeert Bovenkerk mogelijke verschillen tussen kranten (hij spreekt van *de krant*) en gaat uit van de totaalcijfers voor alle kranten samengenomen. Anders gezegd: hij sommeert over kranten zonder dit te rechtvaardigen. Wij zullen laten zien dat het bij deze vraag (a) inderdaad geoorloofd is.
- ten tweede neemt Bovenkerk de categorie 'voorpagina' en de categorie 'pagina 3' samen en toetst ze tegen de categorie 'elders'. Anders gezegd: hij sommeert over categorieën. We zullen laten zien dat dit gevaarlijk kan zijn.

Wat betreft het sommeren over kranten kunnen we het probleem veel algemener formuleren: 'Wanneer mag men in een driedimensionale kruistabel over één van de variabelen sommeren en vervolgens de tweedimensionale tabel interpreteren zonder acht te slaan op de variabele waarover gesommeerd is?'

In termen van loglineaire modellen is op deze vraag een eenvoudig antwoord te geven, zie bijvoorbeeld Bishop, Fienberg & Holland (1975, p. 39-47). Zie echter ook Whittemore (1978) voor kritiek op dit antwoord.

We geven de (voldoende) regel van Bishop *et al.* in gewone kruistabellentaal: 'Een driedimensionale tabel met variabelen X, Y en Z mag teruggebracht worden tot een tweedimensionale tabel met X en Y door te sommeren over Z als voor *elk* niveau van X, de variabelen Y en Z onafhankelijk zijn en/of als voor *elk* niveau van Y, de variabelen X en Z onafhankelijk zijn.'

Uit de opmerking 2 onder *tabel 1* blijkt dat 'herkomst' en 'krant' gegeven de niveaus van 'plaats in de krant' niet onafhankelijk zijn. Tevens blijkt echter dat er weinig reden is om te twifelen aan de onafhankelijkheid van 'krant' en 'plaats' gegeven de niveaus van 'herkomst'. De conclusie is dus dat we ons wat betreft vraag a inderdaad mogen beperken tot Bovenkerks *tabel 5* en niet hoeven te letten op verschillen tussen kranten. Op basis van deze tabel kunnen we dus in dit geval Bovenkerk ondersteunen in zijn conclusie dat er geen redenen zijn om op basis van deze steekproef de nulhypothese van onafhankelijkheid tussen 'herkomst van de bij de misdaad betrokkene' en 'plaatsing in de krant' te verwerpen.³

Ten aanzien van het sommeren over categorieën bestaan er niet veel uitgesproken regels, maar uit de gefingeerde gegevens in *tabel 2* zien we dat de indruk van wat er aan de hand is drastisch kan verschillen bij het kijken naar hetzij de (twee) kolommen in een tabel, hetzij de som van die (twee) kolommen.

Tabel 2. Het effect van het sommeren

		oorspronkelijke tabel			tabel met gesommeerde niveaus 1 en 2 van variabele A	
variabele va- riabele	A	niveau			niveau	
	B	1	2	3	1 + 2	3
niveau 1		9	47	50	56	50
niveau 2		34	22	50	56	50

Opmerking

Bij niveau 1 van variabele A is de frequentie het hoogst voor niveau 2 van variabele B, terwijl voor niveau 2 van variabele A de frequentie hoger is voor niveau 1 van variabele B. Als men over niveau 1 en niveau 2 van variabele A sommeert, dan verdwijnt dit effect. Met andere woorden men verliest informatie door te sommeren en men krijgt daardoor een verkeerde indruk over de relatie tussen variabele A en variabele B.

Wat betreft vraag *a* rest nog een bezinning op de toetsen die Bovenkerk uitvoert voor het afzetten van de afzonderlijke groepen tegen elkaar. Volgens ons is deze toetsing overbodig daar de toets over de tabel als geheel al geen significant resultaat opleverde, net als men bij enkelvoudige variantie-analyse ook alleen maar a posteriori contrasten analyseert als de globale F-toets een significant resultaat geeft.

In plaats van afzonderlijke toetsen uit te voeren had Bovenkerk trouwens beter de relaties in de kruistabel kunnen analyseren door de randtotalen van de tabel te homogeniseren. Onze tabel 3 vormt het resultaat van een dergelijke homogenisering, uitgevoerd op Bovenkerks tabel 5.

Een tabel heeft gehomogeniseerde randtotalen, als de totalen van alle rijen onderling én die van alle kolommen onderling aan elkaar gelijk zijn. Hoe men van een tabel naar een bijbe-

Tabel 3. De plaatsing van misdaadberichten; gehomogeniseerde randtotalen

herkomst	plaats in de krant			
	1e pagina	3e pagina	elders	
Surinamers	49	39	42	130
Turken & Marokkanen	48	38	44	130
referentiegroep	33	53	44	130
	130	130	130	390

horende gehomogeniseerde tabel komt staat beschreven in bijv. Fienberg (1971), Bishop *et al.* (1975, hoofdstuk 3, m.n. par. 3.6, p. 93 e.v.). Er kan gemakkelijk bewezen worden (bijv. Fienberg, 1970) dat als de variabelen in een tabel onafhankelijk zijn alle cellen in een gehomogeniseerde tabel verkregen uit de oorspronkelijke tabel dezelfde waarde hebben (hier: 43.3). Afwijkingen van deze gelijke waarde duiden op een afwijking van onafhankelijkheid (we zullen afwijkingen van onafhankelijkheid in het vervolg 'interacties' noemen, zoals te doen

Tabel 4. De vermelding van de herkomst van de bij misdaad betrokkene in krante-artikel^{1,2}

Krant	Algemeen Dagblad			De Telegraaf			Het Parool			De Volkskrant			NRC/ Handelsblad			Trouw			Alle kranten			
plaats in het artikel	K	1e	E	K	1e	E	K	1e	E	K	1e	E	K	1e	E	K	1e	E	K	1e	E	to- talen
Surinamers	0	2	1	3	29	3	1	7	2	0	0	3	4	3	4	1	6	3	9	47	16	72
Turken & Marokkanen	5	3	3	7	14	2	5	5	1	1	5	1	4	6	1	0	4	1	22	37	9	68
Hollanders	0	22	6	2	19	7	0	10	6	0	20	5	0	11	1	0	35	9	2	117	34	153
kop (K) 1e alinea (1e) elders (E)	5			12			6			1			8			1			33			
		27			62			22			25			20			45			201		
			10			12			9			9			6			13			59	
			42			86			37			35			34			59			293	
herkomst niet vermeld			18			20			12			3			16			28				97
χ^2_4 ; p	17.6; .002			10.8; .03			11.5; .02			13.5; .02			11.7; .01			5.7; .28			46.0; .000			
																			$\Sigma \chi^2_4 = 70.8$ vg = 24 ; p = .000			
Opmerkingen																						

Opmerkingen

1. Het zwaaromlijnde gedeelte van de tabel is gelijk aan Bovenkerks tabel 6 (p. 128).

2. De X^2 -waarden en hun beschrijvend significantieniveau voor de tabellen van de vorm: variabele 1 tegen variabele 2 gegeven een niveau van de derde variabele. X^2 (krant, verm. herkomst | Surinamers) = 25.0 (p = .005; vg = 10) X^2 (krant, herkomst | kop) = 11.2 (p = .34; vg = 10) X^2 (krant, verm. herkomst | Turken en Marokkanen) = 8.8 (p = .55; vg = 10) X^2 (krant, herkomst | 1e alinea) = 48.1 (p = .000; vg = 10) X^2 (krant, verm. herkomst | Hollanders) = 13.0 (p = .22; vg = 10) X^2 (krant, herkomst | elders) = 9.2 (p = .52; vg = 10) ΣX^2 = 46.8 (p = .015; vg = 30) ΣX^2 = 68.5 (p = .000; vg = 30)

3. p = beschrijvend significantieniveau; vg = vrijheidsgraden.

gebruikelijk bij de analyse van kruistabellen met loglineaire modellen). Dus is deze homogenisering een goede manier om de interacties eenvoudig zichtbaar te maken. In *tabel 3* zien we dat het op basis van deze gegevens niet aannemelijk is dat er een relatie bestaat tussen de herkomst van de bij misdaad betrokkene en de plaats in de krant waar het misdrijf vermeld wordt. Er is namelijk redelijk aan de eis van gelijke aantallen per cel voldaan; hoogstens kan men zeggen dat de referentiegroep wat minder op de voorpagina terecht komt. Het effect is evenwel niet zo groot dat men (statistisch!) van een belangrijke afwijking ten opzichte van onafhankelijkheid kan spreken, zoals blijkt uit de niet-significante $X^2 = 2.98$ ($p = .56$; $vg = 4$).

Conclusie: Onze statistische analyses geven aan dat de werkwijze van Bovenkerk bij deze vraag gerechtvaardigd was en wij onderschrijven zijn gevolgtrekkingen.

3. Plaats waar de de herkomst van de betrokkene wordt vermeld in het artikel

De tweede vraag (b) van Bovenkerk was:

b. 'Wordt het feit dat het bij het misdrijf om personen gaat die afkomstig zijn uit Suriname, Turkije en Marokko, vaker in de kop boven het stuk gezet, of in de eerste alinea, dan bij "Hollandse" misdaad het geval is?'

De gegevens die op vraag *b* betrekking hebben staan in *tabel 4*. Het zwaaromlijnde gedeelte correspondeert met Bovenkerks tabel 6 (p. 128), terwijl het centrale gedeelte van *tabel 4* gelijk is aan Bovenkerks tabel 7 (p. 129).

Ook in deze vraag is er weer sprake van sommatie over categorieën en onze opmerkingen uit paragraaf twee zijn ook hier van toepassing. We zullen dan ook niet sommeren over categorieën in onze analyse van deze tabel.⁴

Zoals we verderop zullen aantonen is het hier niet juist om bij de vraag over de relatie tussen 'herkomst' en 'plaats in het artikel' te sommeren over kranten, zoals Bovenkerk doet. Instructief is het toch om even stil te staan bij Bovenkerks tabel 6 (het zwaaromlijnde gedeelte van onze *tabel 4*). Bij dit soort tabellen met sterk uiteenlopende randtotalen is het met name zinvol om de randtotalen te homogeniseren. Uit het resultaat hiervan (*tabel 5*) blijkt dat de Turken

Tabel 5. De vermelding in een artikel van de herkomst van de bij misdaad betrokkenen; gehomogeniseerde randtotalen

herkomst	plaats in het artikel			
	kop	1e alinea	elders	
Surinamers	32	31	35	98
Turken & Marokkanen	62	20	16	98
Hollanders	4	47	47	98
	98	98	98	294

Opmerking

De som van de randtotalen is hier niet gelijk gekozen aan 293, het aantal waarnemingen (zoals wel gedaan in *tabel 3*), maar aan 294, omdat 294 deelbaar is door 3 en op deze manier onhandige breuken vermeden worden.

en Marokkanen meer voorkomen op een opvallende plaats in het artikel dan op grond van onafhankelijkheid van 'herkomst' en 'plaats in het artikel' verwacht mocht worden. Voor Surinamers is dit evenwel niet het geval, terwijl de Hollanders relatief gezien juist te weinig in de kop voorkomen.

Alhoewel de nulhypothese van onafhankelijkheid de meest gebruikte is in dit soort kruistabellen, zou men ook een nulhypothese kunnen stellen dat alle buitenlanders conform de Hollanders behandeld zouden moeten worden. Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972, p. 30) geven aan dat dit ook een van hun bedoelingen is geweest bij hun onderzoek. Vanuit het gezichtspunt dat behandeling van autochtone Hollanders de maatstaf is voor vergelijking, geldt dat zowel de Surinamers als de Turken en Marokkanen oververtegenwoordigd zijn in de koppen van artikelen, zoals te zien valt in onze *tabel 5*. Nogmaals, we vinden dat op basis van de gegevens dergelijke generaliserende uitspraken voor de landelijke pers als geheel niet gemaakt kunnen worden, maar we wilden laten zien dat men met behulp van het homogeniseren van de randtotalen inzicht kan krijgen waardoor de afwijking van onafhankelijkheid veroorzaakt wordt. Zo kunnen we een inzicht krijgen *hoe* er gediscrimineerd wordt terwijl de toets ons alleen vertelt *dat* er gediscrimineerd wordt.

Wat betreft het sommeren over kranten blijkt uit *tabel 4*, met name voetnoot 2, dat Bovenkerk dit ten onrechte heeft gedaan, omdat er niet voldaan is aan de voorwaarde van Bishop et al., vermeld in paragraaf 2. Immers, noch zijn de variabelen 'krant' en 'herkomst' onafhankelijk voor elk niveau van 'plaats in het artikel', noch zijn 'krant' en 'plaats in het artikel' onafhankelijk voor elke landsaard apart. We kunnen dus slechts naar de relatie tussen 'plaats in het artikel' en 'herkomst' kijken bij iedere krant afzonderlijk.

Nadere inspectie van *tabel 4* leert ons dan dat bijvoorbeeld iedere krant, behalve *De Telegraaf*, het meest over 'Hollandse' misdaden rapporteert, maar dat daarna of de Turken en Marokkanen of Surinamers de meeste aandacht krijgen en dat de plaats waar dit gebeurt wisselt per krant. Uit *tabel 4* blijkt verder dat bij alle kranten, behalve *Trouw*, er sprake is van een interactie tussen 'plaats in het artikel' en 'herkomst', zoals tot uiting komt in een significante waarde van de toetsingsgroptheid. Overigens is het statistisch moeilijk te bepalen of het ontbreken van een significante X^2 bij *Trouw* 'toevallig' of 'echt' (systematisch) is.

Over hoe de afhankelijkheid er precies uitziet zegt de X^2 -toets wederom niets. Daarvoor zouden we in detail de interacties moeten bestuderen, iets wat we hier niet (in detail) gedaan hebben. (Men zou de interacties kunnen bestuderen door eerst de randtotalen te homogeniseren, maar de homogenisering is hier veel lastiger, omdat er cellen zijn zonder waarnemingen. Over een oplossing van dit probleem is een uitgebreid artikel geschreven door Fienberg & Holland (1979).) Als we alleen kijken naar de frequentie van het noemen van de herkomst in de kop van een artikel dan zien we dat *De Volkskrant* en *Trouw* dit slechts één enkele keer gedaan hebben, dat alle kranten behalve *De Telegraaf* nooit in de kop vermelden dat een Hollander bij de misdaad betrokken was en dat dus (vrijwel) alle herkomst vermeldingen in de kop sloegen op Surinamers, Turken of Marokkanen. Aardig is nog op te merken dat *Trouw* zowel relatief als absoluut het grootste aantal artikelen heeft, waarin de herkomst van de betrokkene *niet* is vermeld.

Samenvattend blijkt dus dat het sommeren over kranten door Bovenkerk hier niet gerechtvaardigd was en dat het waarschijnlijk is dat hij daarmee met name *Trouw* onrecht aandoet door te zeggen dat de Nederlandse dagbladers discrimineert door bij misdaadberichten van alloctonen de herkomst prominenter in een artikel te plaatsen dan dat bij Hollanders het geval is. In alle eerlijkheid moet gezegd worden dat Bovenkerk wel per krant bekijkt in hoeverre dit soort discriminatie gepleegd wordt, maar de crux van het verhaal is dat er geen uitspraak gedaan mag worden op basis van deze gegevens voor de dagbladers als geheel.

4. Sensationele opmaak van artikelen

De derde vraag (c) van Bovenkerk was:

- c. 'Wordt aan artikelen over etnische misdaad méér opmaakaccent gegeven door er foto's bij te plaatsen, door er extra lange stukken over te schrijven en nog enkele van zulke elementen?'

Op een even simpele als ingenieuze wijze heeft Bovenkerk het begrip 'opmaakaccent' ge-operationaliseerd. Hij definieert het opmaakaccent als het aantal elementen dat gebruikt wordt om een artikel op te doen vallen (voor de gebruikte elementen zie de uitleg bij *tabel 6*).

4.1. Kritiek op de analyse van alle kranten tezamen

In Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972, p. 49, 50) werd beargumenteerd dat de elementen in de volgorde zoals ze bij *tabel 6* staan vermeld met 'lead' het meest en 'foto' het minst voorkomend een goede ordinale schaal vormen van het Guttman-type. Uit de appendix van het rapport blijkt dat hiermee een zogenaamde Mokken-schaal bedoeld wordt (Mokken, 1971, m.n. hoofdstuk 5). Deze schaal wordt verkregen via een procedure die een probabilistische variant is van de Guttman-procedure, vandaar de opmerking 'Guttman-type'.

Ten aanzien van het gebruik van de Mokken-schaal in Bovenkerk (1978b) hebben we een drietal vragen.

1. Is het zo dat de gevonden schaal uit 1972 ook geldt voor de huidige steekproef?
2. Is het wel zo dat er voor alle kranten één en dezelfde schaal bestaat?
3. Is het eigenlijk wel nodig om een cumulatieve schaal (Mokken, Guttman of anderszins) te hebben om tot een opmaakaccent te komen, gebaseerd op een som van de afzonderlijke opmaakelementen?

Gegevens die op de eerste twee vragen betrekking hebben, staan vermeld in *tabel 6*. Hieruit kunnen we een aantal conclusies trekken:

- de elementen van het opmaakaccent (of een deelverzameling ervan) vormen voor alle kranten tezamen en elke krant apart een schaal, zij het dat de schalen niet identiek zijn wat betreft de volgorde en het aantal elementen dat er deel vanuit maakt. Met andere woorden: de kranten hebben een verschillend beleid bij het opmaken van misdaadberichten;
- sommige elementen komen bij bepaalde kranten niet of nauwelijks voor en niet elk element past in iedere schaal;
- de elementen van het opmaakaccent voor alle kranten tezamen bij Bovenkerk (1978b) voldoen wel aan de eisen van een goede schaal, maar de gevonden volgorde is een andere dan die uit Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972);

We kunnen op grond hiervan stellen dat de schaal uit 1972 niet dezelfde is als die van 1978 en dat het niet redelijk is om één schaal voor alle kranten tezamen te maken, gezien het verschil in opmaakbeleid.

Verder hebben we in *tabel 7* de gegevens van het aantal artikelen met een bepaalde waarde van het opmaakaccent weergegeven voor elke krant apart. Ook hieruit blijkt duidelijk dat het beleid per krant nogal verschilt. Zo gebruiken bijvoorbeeld het *Algemeen Dagblad*, *De Telegraaf* en *De Volkskrant* vrijwel altijd minstens één element, terwijl het beleid van *NRC/Handelsblad* en met name *Trouw* veel soberder is. Ook op grond hiervan blijft het moeilijk om tot één enkele index voor alle kranten tezamen te komen.

Tabel 6. Rangordes voor elementen van het opmaak accent voor verschillende kranten⁵

	elementen van het opmaakaccent								N	H	schaal sterkte
	lead	kop groot	boven midden	kop meer kol	ruimte	boven kop	foto	onder kop			
Algemeen Dagblad	1	2	6	3	4	5	7	8*	60	.67	sterk
De Telegraaf	1	2	3	4	5	7	6	8	108	.66	sterk
Het Parool	1	2	3	5	4	6	7	8*	49	.72	sterk
De Volkskrant	—	6	1	3	4	2	—	5	38	.74	sterk
NRC / Handelsblad	2	3	—	1	4	—	5*	—	51	.62	sterk
Trouw	1	3	2	4	6	5	—	—	88	.49	middelmatig
alle kranten Bovenkerk (1978b)	1	2	3	4	5	6	7	8	394	.61	sterk
idem Bovenkerk & Bovenkerk- Teerink	1	3	2	4	6	5	8	7	677	.49	middelmatig

Opmerkingen

1. Een '1' in de tabel betekent het meest voorkomend, een '8' het minst voorkomend, een '*' minder dan 5 artikelen met dit opmaakelement, '—' behoort niet tot de schaal.
2. H is de schaalbaarheidscoëfficiënt van de Mokken-procedure. De sterkteaanduidingen zijn ook ontleend aan Mokken (1971, p. 149 e.v. definitie en eigenschappen en hoofdstuk 5 schaaldefinitie en procedures voor item selectie en schaalconstructie).
3. Betekenis afkortingen van opmaak elementen:
 lead = bericht aanvangen met een afwijkende druk
 kopgroot = grote letters gebruiken in de kop
 bovenmidden = bericht boven het midden van de pagina
 kopmeerkol = kop over verscheidene kolommen aanbrengen
 ruimte = bericht grote ruimte geven
 bovenkop = een bovenkop (chapeau) aanbrengen
 foto = foto van het gebeurde afdrukken
 onderkop = een extra onderkop aanbrengen

Tabel 7. Opmaakaccent per artikel (aantallen in % van het totaal aantal artikelen per krant)

	aantal elementen in het opmaakaccent									N	95% betrouwbaarheidsinterval	
	0	1	2	3	4	5	6	7	8		Md	
Algemeen Dagblad	5	27	18	10	10	10	7	8	5	60	2.5	(1.8 - 3.9)
De Telegraaf	7	32	22	11	6	5	8	6	3	108	2.0	(1.5 - 2.6)
Het Parool	25	20	12	8	8	10	8	6	2	49	1.9	(.9 - 3.7)
De Volkskrant	3	43	24	5	0	8	10	5	0	38	1.6	(1.2 - 2.4)
NRC/Handelsblad	35	33	10	6	12	0	4	0	0	51	.9	(.5 - 1.4)
Trouw	46	22	10	12	7	0	3	0	0	88	.7	(.4 - 1.2)

Opmerkingen

1. □ = hoogste percentage.

2. Md is het mediane aantal elementen in het opmaakaccent, waarbij het aantal elementen als de discretisatie van een continue variabele is opgevat.

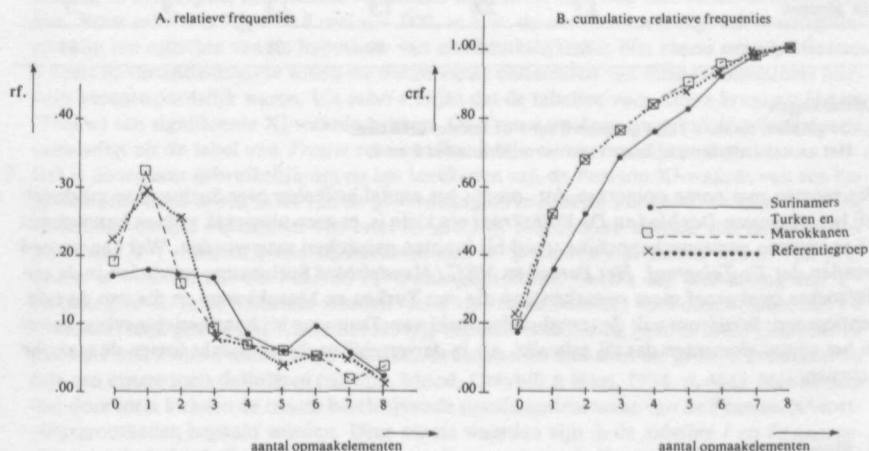
Het antwoord op vraag 3 kan kort zijn: nee, het is niet nodig. Wat evenwel vereist is, is dat de elementen één enkele dimensie of latente factor meten. Een cumulatieve schaal van het Guttman-Mokkentype is een voldoende, doch geen noodzakelijke voorwaarde voor het bestaan van een ééndimensionale schaal, zoals het volgende voorbeeldje laat zien.

Stel dat een opmaakredacteur aselekt uit de acht elementen er zoveel zou trekken als hij, of zijn baas, nodig acht voor het geven van het gewenste opmaakaccent. In dit geval blijft het aantal elementen een goede index voor het opmaakaccent.

We zullen dan ook niet veronderstellen dat de opmaakelementen een cumulatieve schaal vormen, maar we blijven de veronderstelling maken dat de opmaakelementen één enkele dimensie of (latente) factor vertegenwoordigen.

Samenvattend moeten we dus alle drie de vragen ontkennend beantwoorden en om Bovenkerks vraag c over het opmaakaccent van etnische misdaden te beantwoorden, zullen we deze vraag per krant moeten bekijken. Voordat we dat doen willen we toch nog enkele kanttekeningen plaatsen bij het gebruik van variantie-analyse in het artikel van Bovenkerk. Een blik op de (cumulatieve) verdeling van het opmaakaccent per etnische groep (*figuur 1*) laat zien dat de verdelingen zeer scheef en verre van normaal zijn. In gevallen, met veel meetpunten zou een

Figuur 1. Verdelingen van het aantal opmaakaccenten uitgesplitst naar etnische groep



(logaritmische of wortel-) transformatie nog uitkomst hebben kunnen bieden, maar bij deze gegevens met maar acht schaalpunten is dat nauwelijks een oplossing. De meest geëigende toets in dit geval is de Kruskal-Wallis-toets gecorrigeerd voor gelijke waarden. Deze toets levert een waarde voor de toetsingsgrootte van 5.99 op*, hetgeen bij twee vrijheidsgraden een beschrijvend significantieniveau van .05 geeft. Inspectie van de gemiddelde rang per etnische groep (Surinamers: $\bar{R} = 224$; Turken en Marokkanen $\bar{R} = 192$; Referentiegroep: $\bar{R} = 188$) en van *figuur 1* laat zien dat met name de Surinamers anders behandeld zijn dan de andere twee groepen.

* Voor de correctiemethode in geval van gelijke waarnemingen, zie Siegel (1956, p. 188).

Bovenstaande opmerkingen gelden echter alleen als er geen verschillen zouden zijn tussen de opmaakaccenten van de kranten en die zijn er nu juist wel.

4.2. Discriminatie door middel van het opmaakaccent per krant

We maken bij deze analyse gebruik van het mediane opmaakaccent, vanwege de scheefheid van de verdelingen zoals blijkt uit *tabel 8*. Enige voorzichtigheid bij de interpretatie blijft geboden omdat de aantallen soms erg klein zijn en we hebben mede daarom ook besloten af te zien van formele significantietoetsen.

Tabel 8. Vergelijking van het mediane aantal opmaakelementen (zie ook toelichting bij tabel 6)

	<i>Algemeen Dagblad</i>	<i>De Telegraaf</i>	<i>Het Parool</i>	<i>De Volkskrant</i>	<i>NRC / Handelsblad</i>	<i>Trouw</i>
Surinamers	(1.0)	2.4	3.0	(6.0)	2.3	1.0
Turken & Marokkanen	2.2	1.9	.8	1.3	.8	(2.0)
referentiegroep	2.7	2.0	1.8	1.5	.6	.6
alle groepen	2.5	2.0	1.9	1.6	.9	.7
aantal artikelen per krant	60	108	49	38	51	88

Opmerkingen

1. De getallen tussen () zijn gebaseerd op 5 of minder artikelen.
2. Het aantal artikelen per krant staat vermeld in *tabel 1* en *4*.

We moeten met name opmerken dat, omdat het aantal artikelen over Surinaamse misdaden bij het *Algemeen Dagblad* en *De Volkskrant* erg klein is, er geen uitspraak gedaan kan worden of er van een gemeenschappelijke trend bij kranten gesproken mag worden. Wel kan gezegd worden dat *De Telegraaf*, *Het Parool* en *NRC / Handelsblad* Surinaamse misdaden in de onderzochte steekproef meer opmaken dan die van Turken en Marokkanen en die van de referentiegroep. Wederom valt de terughoudendheid van *Trouw* op bij haar berichtgeving, zowel in het aantal elementen dat zij gebruikt, als in de verschillen die zij maakt tussen de etnische groepen.

5. Slotopmerkingen

Uit de bovenstaande analyses komt met name naar voren dat het op basis van de beschikbare gegevens vrijwel niet mogelijk is om generaliserende uitspraken te doen over discriminatie bij misdaadverslaggeving van de landelijke dagbladen als een groep, zoals Bovenkerk dat doet.

Proberen we evenwel de drie vragen van Bovenkerk per krant te bekijken, dan lijkt het erop alsof *De Telegraaf*, *Het Parool* en *NRC / Handelsblad* discrimineren, en dat dit tot uiting komt door de herkomst van allochtonen op een opvallende plaats in het artikel (vooral in de kop) te vermelden en door verslaggeving van misdaden waarbij met name Surinamers betrokken zijn meer opmaakaccent te geven. Daarnaast kunnen we opmerken dat *Trouw* zich lijkt te onderscheiden van andere kranten door een sobere opmaak en een eerlijker behandeling van etnische minderheden en dat zij zich bovendien al schijnt te houden aan een aanbeveling van

Bovenkerk (p. 135) doordat zij veelvuldig de herkomst van de bij de misdaad betrokkene niet vermeldt.

Noten

1. Een enkele opmerking willen wij plaatsen bij ons gebruik van de X^2 -grootheden bij *tabel 1* en *4*.

Om te kijken of er al dan niet over de variabele 'krant' gesommeerd mag worden, hanteren we de voldoende regel van Bishop *et al.* Als eenmaal besloten is dat we niet over kranten mogen sommeren, gaan we natuurlijk de relatie tussen 'herkomst' en 'vermelding van de herkomst' (of 'plaatsing van het artikel') bekijken voor iedere krant afzonderlijk. Daarbij duikt onmiddellijk het probleem van de simultane toetsing op. Zijn de gevonden X^2 -en uit *tabel 1* voor de relatie tussen 'herkomst' en 'plaats in het artikel' verschillend? Een mogelijk antwoord zou verkregen kunnen worden door alle X^2 -en op te tellen (we nemen hierbij dan aan dat ze onafhankelijk zijn) en de dan ontstane $X^2 = \sum X_i^2$ te toetsen bij bijvoorbeeld $\alpha = .05$. Dit geeft hier voor $X_{34}^2 = 26.6$ een $p = .32$. De gesommeerde X^2 wordt dus als omnibustest gebruikt net zoals de F-toets bij variantie-analyse. Omdat de X^2 niet significant is, hebben we geen reden om de nulhypothese dat alle X_i^2 -en uit een verdeling met een $X_i^2 = 0$ komen, te verwerpen. Individuele verschillen hoeven we dan ook niet verder te onderzoeken. Voor *tabel 4* is $X_{34}^2 = 70.8$ met $p = .000$, m.a.w. de omnibustoets zegt dat er afwijkingen zijn ten opzichte van de hypothese van onafhankelijkheid. Net als na een significante F-toets in variantie-analyse willen we weten welke onderdelen van onze omnibustoets hiervoor verantwoordelijk waren. Uit *tabel 4* blijkt dat de tabellen voor iedere krant op één na (Trouw) een significante X_i^2 -waarde hebben. Of *Trouw* nu door toeval anders is of dat de variabelen uit de tabel van *Trouw* echt onafhankelijk zijn is moeilijk te bepalen.

2. Het is doorgaans gebruikelijk om na het berekenen van de Pearson X^2 -waarde van een bepaalde kruistabel in een tabel van de χ^2 -verdeling op te zoeken, hoe groot de kans is dat bij herhaling van het experiment een even zo grote of nog grotere waarde van de toetsingsgrootheid X^2 (= beschrijvend significantniveau = 'p-waarde') gevonden wordt. Het probleem is evenwel dat de Pearson X^2 -toetsingsgrootheid slechts bij benadering een χ^2 -verdeling heeft. In de literatuur worden veelal verwachte waarden voor celinhouden van 1 à 5 noodzakelijk geacht [zie Cochran (1954)], om deze benadering goed te laten kloppen. In analogie met Fishers exacte toets voor 2×2 -kruistabellen kan men bij grotere kruistabellen ook een exacte toets definiëren (zie bijv. Mood, Graybill & Boes, 1974, p. 456). Met behulp van deze toets kunnen de exacte beschrijvende significantieniveaus van de Pearson X^2 -toetsingsgrootheden bepaald worden. Deze exacte waarden zijn in de *tabellen 1* en *4* aangegeven voor de 3×3 -tabellen. Meer details over de procedure, de literatuur en de beschikbaarheid van computerprogramma's kan men vinden in Verbeek & Kroonenberg (1979).
3. Op grond van het bovenstaande zou men denken gerust de over kranten gesommeerde tabel te kunnen interpreteren en dat zullen we ook doen, maar we moeten niet vergeten dat er misschien nog andere al dan niet gemeten variabelen kunnen zijn waarover we al dan niet expliciet gesommeerd hebben en waarvoor de sommatie in het geheel niet toegestaan was. In feite is het hier beschreven probleem niets anders dan het uit de methodologie bekende 'derde variabele-probleem'. Een gemeten correlatie (bijvoorbeeld) tussen twee variabelen hoeft niet 'echt' (= causaal) te zijn, maar kan veroorzaakt zijn door een derde variabele, die de beide variabelen causaal beïnvloedt. De kunst is natuurlijk om de variabelen die een dergelijke 'onechte' (spurious) correlatie en onechte associatie in kruistabellen veroorzaken te meten en in het onderzoek te verdisconteren.

4. M.b.t. *tabel 4* spreekt Bovenkerk weer over 'Hollanders' en dit keer is dat terecht omdat het gaat over mensen waarvan de herkomst expliciet vermeld wordt. De personen waarvan de herkomst niet expliciet in het artikel werd vermeld worden uiteraard dan ook niet bij de analyse betrokken. Dit verklaart ook het verschillend aantal personen in Bovenkerks *tabellen 5 en 6* (resp. 354 en 293).
5. Een gedetailleerde analyse van *tabel 6* valt enigszins buiten de hoofdlijn van het artikel, maar gezien deze tabel ook interessant is buiten het rasdiscriminatieprobleem om, wilden wij hier nog enkele woorden aan wijden.
In de eerste plaats moet ten aanzien van de methode van Mokken opgemerkt worden dat het een betrouwbaarder procedure is dan de Guttman-schaal-analyse en dat Bovenkerk er dan ook terecht de voorkeur aan gegeven heeft. Een korte inleiding in de belangrijkste aspecten van de methode kan bijvoorbeeld gevonden worden in de handleiding bij het programma voor deze analyse (Niemöller, 1976). Ten aanzien van de tabel zelf moeten er een drietal opmerkingen gemaakt worden.
 - a. Er zijn drie redenen waarom een bepaald element niet in de gevonden schaal is opgenomen.
 1. Het opmaakelement wordt door de bewuste krant (bijna) nooit gebruikt. Dit is het geval bij het *NRC / Handelsblad* met de elementen 'bovenkop' en 'onderkop', bij *De Volkskrant* met 'foto' en *Trouw* met 'foto' en 'onderkop'.
 2. Het opmaakelement wordt (bijna) altijd gebruikt. Dit is het geval bij *De Volkskrant* met 'lead'.
 In beide gevallen is het inhoudelijk zinvol om deze elementen buiten de schaal te houden, zij brengen immers geen verschil aan tussen de artikelen. Als het verschijnsel bovendien erg zeldzaam is dan kan er geen betrouwbaar oordeel geveld worden over het feit of het al dan niet in de schaal past.
 3. Zoals ook al bleek uit Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972, p. 74-75), past het element 'bovenmidden' het slechtst in de cumulatieve schaal. Hier volgt het uit het feit dat 'bovenmidden' niet paste in de schaal bij *NRC / Handelsblad* (ten gevolge van negatieve of geen gelijkenis met andere elementen) en dat de coëfficiënt die aangeeft hoe goed een element in de schaal past voor 'bovenmidden' bij iedere schaal kleiner en vaak veel kleiner is dan enig ander element.
 - b. Het is aardig om op te merken hoe zeer het opmaakbeleid van misdaadberichten bij *De Volkskrant* afwijkt van dat van de andere kranten (zie *tabel 6*).
 - c. Dat er grote verschillen zijn tussen resultaten van Bovenkerk & Bovenkerk-Teerink (1972) en Bovenkerk (1978b) behoeft geen verwondering te wekken, gezien de geheel andere samenstelling van de onderzochte steekproef kranten.

Referenties

- Bishop, Y. M. M., Fienberg, S. E. & Holland, P. W., *Discrete Multivariate Analysis*, Cambridge, Mass. MIT Press, 1975.
- Bovenkerk, F. (red.), *Omdat zij anders zijn*, Meppel, Boom, 1978a.
- Bovenkerk, F., 'Rasdiscriminatie bij misdaadverslaggeving in de pers', in: Bovenkerk, F. (red.), *Omdat zij anders zijn*, Meppel, Boom, 1978 (1978b).
- Bovenkerk, F. & Bovenkerk-Teerink, L. M., *Surinamers en Antillianen in de Nederlandse Pers*, Intern rapport Antropologisch-Sociologisch Centrum, Afdeling Culturele Antropologie, Universiteit van Amsterdam, 1972.

- Cochran, W. G., 'Some methods voor strenghtening the common χ^2 -tests', *Biometrics*, 1954, 10, 417-451.
- Fienberg, S. E., 'A statistical technique for historians: standardizing tables of counts', *Journal of Interdisciplinary History*, 1971, 1, 305-315.
- Fienberg, S. E., 'An iterative procedure for estimation in contingency tables', *Annals of Mathematical Statistics*, 1970, 41, 907-917.
- Fienberg, S. E. & Holland, P. W., 'Methods for eliminating zero counts in contingency tables', p. 233-260, in: G. P. Patil (ed.), *Random Counts in Scientific Work*, Cambridge, University Press, 1970.
- Mokken, R. J., *A theory and procedure of scale analysis*, Den Haag, Mouton, 1971.
- Mood, A. M., Graybill, F. A. & Boes, D. C., *Introduction to the theory of statistics* (3rd ed.), New York, McGraw-Hill, 1974.
- Niemöller, B., *Schaalanalyse volgens Mokken. Subprogramma Mokken Scale* (TC-publikatie no. 42), Technisch Centrum Faculteit der Sociale Wetenschappen, Universiteit Amsterdam, 1976.
- Siegel, S., *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*, Tokio, McGraw-Hill Kogakusha, 1956.
- Verbeek, A. & Kroonenberg, P. M., *Exact χ^2 -tests of independence in contingency tables with small numbers*, (Preprint nr. 122), Department of Mathematics, University of Utrecht, 1979.
- Whittemore, A. S., 'Collapsibility of multidimensional contingency tables', *Journal of the Royal Statistical Society B*, 1978, 40, 907-917.