



**DE HOUDING VAN JONGEREN T.A.V. MIGRANTEN :
HET METEN VAN VERANDERING MET BEHULP VAN
SIMULTANE LATENTE-KLASSENANALYSE EN
LOG-LINEAIRE MODELLEN**

Geert Loosveldt

In deze bijdrage wordt in eerste instantie nagegaan of er een verandering waarneembaar is in de houding van 20- en 21-jarigen in hun houding t.a.v. migranten. Vervolgens wordt onderzocht of er een verandering kan worden vastgesteld in de wijze waarop die houding samenhangt met een aantal basisdeterminanten. Bij de analyse wordt gebruik gemaakt van simultane latente-klassenanalyse en log-lineaire modellen. In de beschouwde periode kan er bij de onderzochte leeftijdsgroep geen verandering worden vastgesteld.

1. INLEIDING

Sinds de gemeenteraadsverkiezingen van 1988, waarbij het Vlaams Blok in bepaalde steden een aanzienlijke winst boekte, is het migrantenthema nage-nog onafgebroken aanwezig geweest in de politieke actualiteit. Tijdens die periode is geprobeerd om diverse aspecten van het probleem duidelijker in kaart te brengen. Denken we hierbij o.a. aan de rapporten van het Koninklijk Commissariaat voor het migrantenbeleid, het onderzoek naar de houding van de Belgen tegenover migranten (Billiet, e.a.) en het themanummer (1990) van het Tijdschrift voor Sociologie over 'De nieuwe Vlamingen'. Naarmate dit onderwerp langer in de actualiteit blijft wordt de vraag relevanter of er veranderingen waarneembaar zijn in de wijze waarop dit thema maatschappelijk vorm en betekenis krijgt. Binnen de probleemstelling van toekomstig onderzoek zal daaraan ongetwijfeld meer en meer aandacht besteed worden.

De vraag naar onderzoek naar verandering wordt ook nog versterkt door de verkiezingsresultaten van 24 november 1991. Drie jaar na het eerste duidelijke signaal lijkt het migrantenvraagstuk zich nog veel scherper te stellen. Blijkbaar is er in die periode een verandering opgetreden in de richting van een toename van intolerantie. De vraag of deze verandering zich wel degelijk aan het voltrekken is en welke groepen er op basis van welke informatie, ervaringen en gebeurtenissen eventueel in die richting geëvolueerd zijn, zal in de toekomst vermoedelijk meer en meer gesteld worden.

2. PROBLEEMSTELLING

De probleemstelling van deze bijdrage sluit aan bij de in de inleiding gestelde algemene vraag naar analyse van verandering. Meer in het bijzonder wordt nagegaan of, bij een specifieke groep nl. de jongeren, veranderingen worden vastgesteld in hun houding t.a.v. migranten? Dat de jongeren in deze context een belangrijke groep zijn komt o.a. tot uiting wanneer een aantal resultaten van beschikbaar onderzoek met elkaar in verband gebracht worden. Zo blijkt uit het onderzoek naar de houding van de Belgen t.a.v. migranten, waarvoor het materiaal verzameld werd in het najaar van '89, dat de jongste leeftijdsgroep (18-25) het minst negatief staat tegenover de migranten (Billiet e.a., 1990 : 130). In het onderzoek over de verkiezingen van 24 november 1991 stelt men daarentegen het hoogste percentage Vlaams-Blokstemmers vast bij de 22-23 jarigen (Billiet e.a., 1992 : 17). Hieruit zou men kunnen concluderen dat de jongeren negatiever geworden zijn tegenover migranten. Het kan echter ook dat de groep van negatieve jongeren, die kleiner is dan de groep negatieve

ouderen, zich veel radicaler opstelt dan de ouderen en in sterkere mate zijn stemgedrag daardoor laat bepalen. Het gewelddadig optreden tegen migranten van voornamelijk jongeren in het voormalige Oost-Duitse Rostock (augustus '92) illustreert dit radicalisme en accentueert het belang van de jongerengroep in deze problematiek.

Naast de inperkingen tot een specifieke dimensie van het probleem nl. de attitude en een specifieke leeftijdsgroep nl. de jongeren wordt er ook nog een beperking ingevoerd m.b.t. de periode tijdens dewelke de verandering kan optreden. We beperken ons tot een periode van één jaar. De data werden immers verzameld in het voorjaar van 1991 en het voorjaar van 1992. Deze periode is wel uiterst betekenisvol omdat de ophefmakende verkiezing van november 1991, waarbij het migrantenthema een belangrijke rol speelde er juist middenin valt.

Deze inperkingen resulteren dan in de volgende onderzoeksvraag: 'Is er na de verkiezingen een verandering waarneembaar bij de jongeren wat betreft hun houding t.a.v. migranten en is er een verandering in de wijze waarop die houding mede bepaald wordt door een aantal basisdeterminanten zoals opleidingsniveau en sociaal niveau.'

3. BASISMATERIAAL

De data die gebruikt worden om de probleemstelling verder uit te werken en te beantwoorden werden op beide momenten (voorjaar 1991 en 1992) verzameld in het kader van het practicum sociologisch onderzoek in de tweede kandidatuur sociale wetenschappen. Telkens werd een steekproef van 20- en 21-jarigen wonende in het Vlaamse gewest bevroegd. In 1991 werden 457 en in 1992 werden 473 bruikbare interviews afgenomen. In de beide gevallen kan gesteld worden dat het gaat om een gestratificeerde clustersteekproef van 20- en 21-jarige Vlaamse jongeren. Daarbij werd gestratificeerd naar provincie en verstedelijkingsgraad. De respondenten werden op aselechte wijze uit de bevolkingslijsten getrokken. Beide steekproeven zijn onafhankelijk van elkaar.

Om de houding te meten tegenover migranten werd gebruik gemaakt van drie uitspraken die ook gebruikt werden in het onderzoek 'onbekend of onbemind' en twee bijkomende uitspraken (Waege, 1991; Waege, 1992). De antwoordverdelingen voor de twee momenten op deze vijf uitspraken zijn weergegeven in onderstaande tabel. Op beide momenten was het mogelijk om met deze uitspraken een betrouwbare schaal te construeren.

Tabel 1. Antwoordverdelingen in 1991 (bovenste rij) en 1992 (onderste rij) van de vijf uitspraken van de schaal 'negatieve houding t.a.v. migranten'

	vol. eens	eens	noch noch	oneens	vol. oneens
A. België had eigenlijk nooit gastarbeiders mogen binnenlaten	15,8	21,0	31,3	23,9	8,1
	15,6	21,4	26,6	30,0	6,3
B. Vreemdelingen zijn over het algemeen niet te vertrouwen	5,5	17,1	36,3	33,5	7,7
	4,9	17,3	31,3	38,7	7,8
C. De gastarbeiders komen hier profiteren van onze sociale zekerheid	10,9	26,0	34,8	21,9	6,3
	8,0	21,4	34,9	29,8	5,9
D. De vreemdelingen zijn een bedreiging voor onze cultuur en gebruiken	2,8	18,8	32,8	37,2	8,3
	7,0	17,8	30,0	33,2	12,1
E. Als meer dan de helft van mijn schoolgenoten uit vreemdelingen moest bestaan zou ik naar een andere school gaan	14,4	28,7	20,4	26,3	10,3
	9,5	29,2	19,2	33,4	8,7

Wanneer we de antwoordverdeling van deze uitspraken op de twee momenten met elkaar vergelijken dan zijn er slechts kleine verschillen te onderkennen. Indien er al een verandering zou aanwezig zijn dan lijkt het in de richting te gaan van een minder negatieve houding. Waege concludeert in dat verband dat er geen redenen zijn om aan te nemen dat de groep met een negatieve houding tegenover migranten zou gestegen zijn tussen maart 1991 en maart 1992. Het feit dat deze groep negatieven meer aandacht krijgt in de media doet dikwijls een ander vermoeden ontstaan (Waege, 1992).

Het gaat hier echter om een conclusie op basis van een vergelijking voor elk van de uitspraken afzonderlijk. Deze werkwijze laat echter niet toe om een uitspraak te doen over de overeenstemming tussen de beide momenten wat betreft de onderliggende associatiestructuur tussen de uitspraken. Het is die associatiestructuur die bepaald wordt door de achterliggende attitude.

Het vergelijken van de associatiestructuur op beide momenten kan gebeuren via een simultane latente-klassenanalyse waarbij er gewerkt wordt met verschillende groepen. Dit zou eventueel ook kunnen door middel van een Lisrel-analyse. Bij een simultane latente klassenanalyse wordt - in tegenstelling met een Lisrel-analyse - een categorische latente variabele gecreëerd. Dit meetniveau van de latente variabele is uiterst geschikt voor de verdere analyse waarbij een aantal andere categorische variabelen gebruikt worden. De basisprincipes van een simultane latente-klassenanalyse worden in de volgende paragraaf uiteengezet.

4. BASISPRINCIPES VAN DE SIMULTANE LATENTE-KLASSENANALYSE

Bij latente-klassenanalyse gaat men - net zoals bij factoranalyse - na of de onderlinge samenhang tussen de geobserveerde waarden van de indicatoren van eenzelfde concept kunnen 'verklaard' worden door één of meerdere niet gemeten of latente variabelen. Dit verklaren wordt gerealiseerd doordat binnen de klassen van de latente variabele de geobserveerde variabelen onderling onafhankelijk zijn van elkaar. Via een dergelijke analyse probeert men dus de elementen in te delen in een aantal klassen van één of meerdere latente variabelen. De latente klassen zijn exhaustief en exclusief. Binnen elke klasse is de conditionele kans om een bepaalde waarde te bekomen voor één van de indicatoren onafhankelijk van de conditionele kans om een bepaalde waarde te bekomen op de andere indicatoren.

Dit is het principe van 'lokale onafhankelijkheid' dat resulteert in een formeel criterium dat toelaat na te gaan of de associatiestructuur het resultaat is van één of meerdere achterliggende latente variabelen (Clogg, Goodman, 1984 en 1985; McCutcheon, 1987a en 1987b ; Hagenaars, 1990 ; Johnson, 1990).

Het karakteristieke van een simultane latente-klassenanalyse bestaat erin dat men gelijktijdig een latente-klassenanalyse uitvoert voor verschillende groepen en men kan nagaan of de latente-klassenstructuur vergelijkbaar is voor de onderscheiden groepen (Clogg, Goodman, 1985). Indien de opdeling in groepen gebeurt op basis van een tijdsvariabele dan impliceert een vergelijking

tussen de groepen een analyse van mogelijke veranderingen die zijn opgetreden tussen de onderscheiden tijdsmomenten. Dit is wat er gebeurt in de voorliggende toepassing. De opdeling in groepen gebeurt hier op basis van de twee momenten (twee steekproeven) waarop de houding van de jongeren werd gemeten. Indien men een dergelijke simultane analyse wenst uit te voeren dan moet men in de analyse over een variabele met informatie over de groepsindeling beschikken.

Dit alles laat zich met betrekking tot de vijf uitspraken en de twee onderscheiden momenten op de volgende wijze formaliseren en modeleren.

Daar de vijf uitspraken bedoeld zijn als indicatoren van één en dezelfde attitude hoeft het model slechts één latente variabele X te bevatten. Die latente variabele kan bestaan uit t latente klassen.

De parameter van het model die de kans uitdrukt dat een element tot een bepaalde klasse van de latente variabele behoort wordt als volgt voorgesteld :

$$\pi_t^X$$

Deze latente klasseprobabiliteit is in feite niets anders dan de proportie elementen in klasse t van de latente variabele X .

Vervolgens zijn er parameters die de conditionele kansen uitdrukken dat een element van klasse t behoort tot een bepaalde klasse van één van de gebruikte indicatoren.

Als de letters A t.e.m. E verwijzen naar de uitspraken (indicatoren) in tabel 1 dan krijgen we volgende parameters :

$$\pi_{it}^{\bar{A}X}; \pi_{jt}^{\bar{B}X}; \pi_{kt}^{\bar{C}X}; \pi_{lt}^{\bar{D}X}; \pi_{mt}^{\bar{E}X}$$

Het zijn deze conditionele kansen en bepaalde patronen van de waarden ervan die net zoals factorladingen, toelaten de aard van de latente klassen te beschrijven. Conditionele kansen hebben dus dezelfde functie als factorladingen. Wel dient daarbij opgemerkt te worden dat de conditionele kansen verschillen van factorladingen omdat ze niet de sterkte en de richting van de samenhang tussen indicator en latente variabele aangeven. Omwille van het principe van lokale onafhankelijkheid zijn deze conditionele kansen onafhankelijk van

elkaar.

Daar het hier gaat om een model van simultane latente-klassenanalyse moet er in het model ook een parameter worden opgenomen die toelaat de groepen te onderscheiden. Wanneer de letter G verwijst naar de groepsvariabele of het meetmoment krijgen we een latente variabele Y met $G \cdot X$ klassen en een conditionele kans :

$$\pi_{zu}^{\bar{G}Y}$$

De waarden van deze parameter worden gefixeerd op 1 en 0 en zijn een uitdrukking van het behoren tot het eerste dan wel het tweede meetmoment.

Wanneer we de kans dat een element zich situeert in een bepaalde combinatie ijklmzt van de indicatoren, de groepsvariabele en de latente variabele voorstellen als :

$$\pi_{ijklmzu}^{ABCDEFGY}$$

dan kan deze kans, gegeven het principe van lokale onafhankelijkheid, met behulp van de zojuist gedefinieerde parameters als volgt worden gemodelleerd :

$$\pi_{ijklmzu}^{ABCDEFGY} = \pi_t^X \pi_{iu}^{\bar{A}Y} \pi_{ju}^{\bar{B}Y} \pi_{ku}^{\bar{C}Y} \pi_{lu}^{\bar{D}Y} \pi_{mu}^{\bar{E}Y} \pi_{zu}^{\bar{G}Y}$$

Dit is de formalisering van het simultane latente-klassenmodel voor de vijf uitspraken en de twee onderscheiden jaren. De parameters van een dergelijk model kunnen bekomen worden door toepassing van Clogg's programma MLLSA (Maximum Likelihood Latent Structure Analysis) of door middel van het programma van Hagenaars LCAG (Latent Class Analysis Goodman) (1).

Om de analyse te kunnen uitvoeren volstaat een kruistabel van alle variabelen van de analyse. Om het aantal lege cellen te beperken werden de antwoordverdelingen van de uitspraken opgesplitst in volledig eens en eens enerzijds en de overige antwoordmogelijkheden anderzijds. De input van de analyse bestaat dus uit een kruistabel met 64 cellen (vijf dichotome variabelen en twee momenten).

5. RESULTATEN VAN DE SIMULTANE LATENTE-KLASSENANALYSE

De vraag die bij een dergelijke analyse in eerste instantie dient beantwoord te worden, is hoeveel latente klassen er binnen die latente variabele dienen te worden onderscheiden.

Om deze vraag te beantwoorden bepaalt men op basis van voorkennis a priori het aantal latente klassen en gaat men vervolgens na of de berekende frequenties onder het model in voldoende mate overeenstemmen met de geobserveerde data. De teststatistiek die daarbij gebruikt wordt is de log-likelihood ratio chi-kwadraat. Dit betekent dus dat er een formele test is om het noodzakelijk aantal latente klassen te bepalen.

Voor het bepalen van het noodzakelijk aantal klassen bij de latente variabele 'houding t.a.v. migranten' werd in eerste instantie een model getest met twee latente klassen. Dat slechts twee klassen zouden volstaan, wordt in feite gesuggereerd in het rapport 'onbekend of onbemind' (Billiet e.a., 1990). In dit rapport wordt in de verklaringsmodellen gewerkt met een gedichotomiseerde afhankelijke variabele : wel of geen uitgesproken negatieve houding.

Uit tabel 2 blijkt dat een model met één latente variabele met twee categorieën (zonder bijkomende restricties) onvoldoende in staat is om de geobserveerde data te reproduceren. Een model met één latente variabele waarbij er drie latente klassen worden onderscheiden is daartoe wel in staat. De conclusie is dan ook dat twee latente klassen onvoldoende zijn en dat er drie latente klassen noodzakelijk zijn. In wat volgt zal er dan ook gewerkt worden met een latente-klassenmodel met drie klassen.

Tabel 2. Latente klassenmodel met twee en drie klassen

	likelihood ratio	df	prob.
- met twee klassen	95.845	40	< 0.001
- met drie klassen	36.712	28	.125

Om een eerste idee te krijgen van mogelijke veranderingen kunnen de latente-klasse probabiliteiten voor beide meetmomenten met elkaar worden vergeleken. Dit betekent dat de verdeling van de elementen over de drie klassen voor beide momenten met elkaar wordt vergeleken. De verdeling van het aantal elementen over de drie latente klassen voor de twee momenten ziet er als volgt uit :

Tabel 3. Latente-klasseprobabiliteiten in 1991 en 1992

	1991			1992		
Klasse	I	II	III	I	II	III
probabiliteit	.074	.437	.487	.122	.391	.486

Uit deze probabiliteiten blijkt dat er op beide momenten een latente klasse moet worden onderscheiden met een beperkt aantal elementen (klasse I met respectievelijk 7% en 12%). Het percentage elementen in die klasse schijnt wel toe te nemen (5%) terwijl het percentage in de tweede klasse met een nagenoeg gelijk percentage daalt. Het percentage elementen in de derde klasse is dan bijgevolg vrij stabiel.

Uit de tot nu toe gepresenteerde informatie valt echter niet af te leiden welke de typische kenmerken zijn van de elementen die tot de drie onderscheiden klassen behoren. Dit kan afgeleid worden uit de conditionele latente-klasse probabiliteiten. Bij het model met de drie latente klassen waarvan de latente-klasse probabiliteiten zonet werden besproken, zou het immers kunnen dat het patroon van de conditionele latente-klasseprobabiliteiten compleet verschillend is voor de twee momenten en dat de onderscheiden klassen voor de twee momenten anders moeten worden omschreven en onderling in feite niet vergelijkbaar zijn. In die zin is het vergelijken van de latente-klasseprobabiliteiten zonder het patroon van conditionele probabiliteiten in rekening te brengen niet zonder risico. Het patroon van de conditionele probabiliteiten voor het model met drie klassen is weergegeven in tabel 4.

Tabel 4. Conditionele latente klasse probabiliteiten voor een model met drie klassen

	1991			1992		
Klasse	I	II	III	I	II	III
uitspraak A	.93	.50	.16	1.	.44	.16
uitspraak B	.99	.33	.01	.78	.30	.01
uitspraak C	.76	.66	.05	.88	.47	.00
uitspraak D	.99	.33	.00	.87	.34	.01
uitspraak E	1.	.64	.16	.91	.57	.11

De conditionele latente probabiliteiten die in tabel 4 zijn opgenomen zijn de kansen dat een element in een bepaalde klasse het volledig eens of eens is met een uitspraak. Daar het gaat om negatieve uitspraken t.a.v. migranten zijn hoge waarden een indicatie van een negatieve houding. Wat onmiddellijk opvalt in tabel 4 zijn de hoge waarden in de klasse I en de lage waarden in klasse III en dit op de beide momenten. Klasse I is de klasse met het laagste percentage elementen maar van deze kleinste groep reageren zeer veel elementen positief op de negatieve uitspraken. Deze klasse bevat elementen met een duidelijk uitgesproken negatieve houding. De kansen liggen op het tweede moment bij drie uitspraken wel iets lager. In combinatie met de eerder vastgestelde lichte stijging van de omvang van deze klasse betekent dit dus dat de groep met een negatieve houding lijkt toe te nemen maar dat deze houding iets minder negatief wordt.

Klasse III daarentegen bevat de grootste groep en heeft duidelijk een niet negatieve houding. Slechts zeer weinig elementen uit die klasse zijn het eens met de vijf uitspraken. Zowel de omvang als de conditionele probabiliteiten zijn merkwaardig gelijkend voor de twee momenten. Klasse II tenslotte neemt duidelijk een middenpositie in. De elementen in die klasse hebben geen profiel dat kan geïnterpreteerd worden als uitgesproken negatief of positief. Gezien de relatieve omvang van deze groep bij het tweede meetmoment iets lager ligt en dit blijkbaar ten voordele van de negatieve groep (klasse I), lijkt het niet uitgesloten dat de elementen van klasse II meer verwant zijn met de elementen van klasse I dan met de elementen van klasse III. Er dient hierbij wel benadrukt te worden dat het gaat om een mogelijke en zwakke tendens.

Wat verder nog opvalt in tabel 4 is dat de conditionele latente probabiliteiten voor de twee momenten in feite erg vergelijkbaar zijn.

Vandaar dat wellicht heel wat van die conditionele kansen voor de twee momenten aan elkaar kunnen worden gelijkgesteld. Technisch wordt dit omschreven als het invoeren van 'equality restrictions'. Indien dergelijke bijkomende restricties zouden mogelijk zijn dan betekent dit dat de vergelijkbaarheid en in feite de gelijkheid tussen beide momenten vrij groot is.

Zo kan het model getest worden met als bijkomende restrictie dat de conditionele probabiliteiten op de twee momenten aan elkaar gelijk moeten zijn. Dit betekent dus dat de conditionele latente probabiliteiten voor de twee onderscheiden jaren worden gelijkgesteld. Dit model impliceert in feite dat er tussen de twee momenten geen veranderingen zijn opgetreden wat betreft de aard van de latente klassen (gelijke patronen van conditionele latente probabiliteiten) maar eventueel wel wat betreft het percentage elementen in elke klasse (geen restricties op de latente-klasseprobabiliteiten).

Uit tabel 5 blijkt dat bij dit model er nog een behoorlijke overeenstemming is tussen de verwachte frequenties, gegeven het model, en de geobserveerde frequenties (= fit). In vergelijking met het volledige heterogene drie klassen-model is er geen significante verslechtering van de fit ($p=0,227$).

Tabel 5. Latente-klassenmodel met drie klassen en bijkomende restricties

Restrictie	likelijkheid	df	prob.
* alle conditionele prob. gelijk	55,42	43	.09
* gelijke conditionele prob.	58,26	45	.09
+ gelijke latente klasse prob.			

Eerder werd er reeds op gewezen dat er een klein verschil is tussen de beide momenten wat betreft de latente-klasse probabiliteiten. Daar het hier gaat om een klein verschil kan de vraag gesteld worden of er ook voor deze probabiliteiten geen gelijkstelling tussen de twee momenten kan gebeuren. Uit tabel 5 blijkt dat deze gelijkstellingen bijkomend bij de gelijkstellingen van alle conditionele latente-klasseprobabiliteiten in een model resulteert in een vrij aanvaardbare fit. In vergelijking met het model met gelijkstelling op alle conditionele probabiliteiten is er dan ook geen significante verslechtering. Het volledig patroon van conditionele en latente-klasse probabiliteiten van dit model wordt weergegeven in tabel 6.

Tabel 6. Parameters van een latent klassenmodel met drie klassen en restricties

Klasse	1991			1992		
	I	II	III	I	II	III
Uitspraak A	.97	.46	.16	.97	.46	.16
Uitspraak B	.83	.31	.01	.83	.31	.01
Uitspraak C	.83	.56	.00	.83	.56	.00
Uitspraak D	.91	.31	.00	.91	.31	.00
Uitspraak E	.95	.58	.12	.95	.58	.12
Latente klasse prob.	.10	.43	.47	.10	.43	.47

Uit de modelselectie blijkt dus dat er voor beide momenten zowel voor de conditionele latente probabiliteiten als voor de latente klasse probabiliteiten gelijkstellingen kunnen gebeuren. Op basis daarvan dient de aard van de klassen voor de twee momenten niet anders te worden omschreven en dient het eerder vastgestelde verschil bij de latente-klasse probabiliteiten zeker als een zeer zwakke tendens te worden beschouwd. Een voorlopige conclusie is dan ook dat er, voor de beschouwde periode, geen verandering waarneembaar is bij de onderzochte groep jongeren wat betreft hun houding t.a.v. migranten. Zijn er dan eventueel veranderingen in de wijze waarop die houding samenhangt en mede bepaald wordt door een aantal variabelen waarvan uit onderzoek reeds gebleken is dat ze effect hebben? De mogelijkheid bestaat immers dat de marginale verdeling m.b.t. de houding niet veranderde maar dat er wel veranderingen zijn opgetreden bij bepaalde groepen. Dit tweede element van de probleemstelling wordt in de laatste paragraaf verder uitgewerkt.

6. ANALYSE VAN DE VERANDERING IN DE SAMENHANG TUSSEN HOUDING EN ANDERE VARIABLEN

Op basis van een latente-klassenanalyse kunnen de elementen ook effectief worden toegewezen aan één klasse van de latente variabele en kan er dus in concreto een latente variabele gecreëerd worden die dan in de verdere analyse kan worden gebruikt. Zo kan nagegaan worden of de latente variabele houding samenhangt met de variabelen geslacht (verder afgekort met S), opleiding (O), beroepsniveau van de ouders (B) en aspecten van objectieve deprivaties (D) en of die samenhang verschilt voor de twee momenten (2).

Van de zojuist opgesomde variabelen is uit onderzoek reeds gebleken dat ze gerelateerd kunnen worden aan de houding t.a.v. migranten. Vrouwen en laag-opgeleiden en lagere beroepsniveaus hebben een negatieve houding (Billiet e.a., 1990 : 132 -146). Verder blijkt uit een typologie van Vlaamse jongeren dat bij die groepen die sterk gekenmerkt worden door rechts-racisme de lagere beroepsgroepen sterker vertegenwoordigd zijn en dat er een beduidend hoger percentage objectief gedepriiveerden aanwezig is (Waeghe, 1991 : 197 -201).

Om de vraag te beantwoorden of die samenhangen ook nu terug door de data bevestigd worden en of die samenhangen voor de twee tijdsmomenten verschillen, wordt gebruik gemaakt van log-lineaire modellen (Hagenaars, 1990). De tabellen die daarbij gebruikt worden bevatten telkens drie variabelen: houding t.a.v. migranten (afgekort H), tijdsmoment (G) en één van de vier opgesomde variabelen.

Een verandering in de wijze waarop de houding samenhangt met één van die variabelen betekent dat de samenhang verschillend is voor de twee tijdsmomenten. Dit impliceert dan dat het interactie-effect m.b.t. de drie variabelen in het log-lineaire model zou moeten worden opgenomen. Daar elke tabel die geanalyseerd wordt slechts drie variabelen bevat, betekent dit dat zal worden nagegaan of dit interactie-effect uit het verzadigd model kan worden weggelaten zonder dat er een significante verslechtering van de fit optreedt. Deze test is gelijk aan de test van een model dat enkel de drie relatie-effecten bevat. In onderstaande tabel zijn de testen van deze vier modellen weergegeven.

Tabel 7. Test van de modellen zonder het drie-variabelen-interactie-effect

Model	likelihood	df	prob.
1. GS, GH, HS	0.92	2	.63
2. GB, GH, HB	3.15	8	.92
3. GD, GH, HD	1.81	2	.41
4. GO, GH, HO	2.67	2	.26

Uit tabel 7 blijkt dat elk van de geteste modellen een behoorlijk fit heeft en dat geen enkel van de drie-variabelen-interacties in het model noodzakelijk is. De samenhang tussen de houding t.a.v. migranten en één van de vier variabelen is dus niet verschillend voor de twee momenten. Er is m.a.w. wat dit aspect betreft geen verandering waarneembaar.

Uit de modellen die in tabel 7 zijn opgenomen kan nu worden nagegaan welke relatie-effecten er kunnen worden weggelaten. Omdat bij het simultane latente-lassenmodel er restricties mogelijk waren voor de latente-klasse probabiliteiten wordt verwacht dat in elk van de vier modellen het relatie-effect (GH) m.b.t. de tijdsvariabele (G) en de houding (H) kan worden weggelaten. Gegeven de reeds eerder vastgestelde samenhangen tussen de houding en de vier variabelen zullen deze relatie-effecten wellicht niet uit het model kunnen worden verwijderd. Uit tabel 8 blijkt dat deze laatste verwachting wordt bevestigd. Tegen de verwachting in moet echter telkens ook het relatie-effect GH worden opgenomen.

Tabel 8. Testen van het weglaten van relatie-effecten. (de nummering van de modellen verwijst naar tabel 7)

Weglaten uit :	Likelihood	df	prob.
- model 1 van SH	5.81	2	0.055
GH	7.71	2	0.02
- model 2 van BH	26.34	8	0.00
GH	7.74	2	0.02
- model 3 van DH	8.80	2	0.01
GH	7.71	2	0.02
- model 4 van OH	47.54	2	0.00
GH	7.57	2	0.02

Dat het relatie-effect GH telkens moet worden opgenomen heeft voornamelijk te maken met de wijze waarop de elementen aan een concrete latente klasse worden toegewezen (3). Hierdoor kan er een verschil ontstaan tussen de frequentieverdeling van de gecreëerde latente variabele en de latente-klasse probabiliteiten. Bij analyse van de marginale tabel GH blijkt dat het onafhankelijkheidsmodel G,H moet worden verworpen (likelihood = 7.14, df = 2, Prob = 0.028). De effect-parameters :

$$\lambda_{12}^{HG}=0.125; \lambda_{22}^{HG}=-0.137; \lambda_{32}^{HG}=0.013$$

ondersteunen de reeds eerder opgemerkte zwakke tendens dat de groep die geen duidelijke negatieve of positieve houding heeft bij het tweede moment kleiner wordt en dat de negatieve groep iets groter wordt. Met uitzondering van de relatie tussen geslacht en houding bevestigen de overige relatie-effecten de eerder vastgestelde samenhangen. De samenhang tussen houding en geslacht is (op niveau van 0.05) net niet significant maar daarenboven blijken de vrouwen een positievere houding te hebben dan de mannen. Dit verschilpunt met eerder vaststellingen (Billiet e.a., 1990) is wellicht het gevolg van het feit dat het hier enkel gaat om jongeren. Bij jongeren lijkt de relatie tussen geslacht en houding dus af te zwakken en zijn de vrouwen positiever.

7. BESLUIT

Uit de simultane latente-klassenanalyse blijkt dat de associatiestructuur tussen de indicatoren die gebruikt werden om de houding te meten t.a.v. migranten niet kan gevat worden door een latente variabele met slechts twee klassen en

dat drie klassen noodzakelijk zijn. Een klasse met een beperkt aantal elementen wordt gekenmerkt door een uitgesproken negatieve houding. De klasse met een uitgesproken positieve houding is echter veel omvangrijker en bevat bijna de helft van de elementen. De 20- en 21-jarigen in Vlaanderen hebben dus overwegend een positieve houding t.a.v. migranten. In de beschouwde periode van zes maanden voor en zes maanden na de verkiezing van november 1991 lijkt er geen verandering waarneembaar te zijn wat betreft aard en omvang van die groepen.

Uit de log-lineaire analyse bleek vervolgens dat op de twee meetmomenten de samenhang van die houding met geslacht, opleiding, beroepsniveau van de ouders en aspecten van objectieve deprivatie op dezelfde wijze tot stand komt. Met uitzondering van geslacht werden vroegere onderzoeksresultaten daarbij bevestigd. Opmerkenswaardig daarbij is wel dat er een zwakke tendens is waarbij de negatieve groep iets groter wordt en de middengroep iets kleiner. Dit zou in vervolgonderzoek moeten kunnen worden onderzocht.

Belangrijkste conclusie lijkt echter te zijn dat er bij de jongeren, in de beschouwde periode, weinig of geen verandering waarneembaar is wat betreft hun houding t.a.v. migranten. In ieder geval laat het gebruikte meetinstrument en de gehanteerde werkwijze bij de analyse niet toe om die verandering vast te stellen.

VOETNOTEN

1. Alle analyses in dit artikel werden met beide programma's uitgevoerd. De schattingen van de waarden van de parameters gebeuren in beide programma's op basis van het EM-algoritme en zijn op kleine afrondingen na gelijk. Wel zijn bij een paar analyses verschillen tussen beide programma's wat betreft het aantal vrijheidsgraden waarmee er gewerkt wordt. Hier worden de resultaten van het LCAG weergegeven.
2. Bij de variabele opleidingsniveau (O) worden twee categorieën onderscheiden : laag - hoog. Hoog betekent hoger niet-universitair onderwijs van het korte en het lange type en universitair onderwijs. Bij deze leeftijdsgroep is dit onderscheid erg gelijklopend met het onderscheid tussen studeren en werken. Bij beroepsniveau (B) worden vijf categorieën onderscheiden : laag, midden-laag, midden, midden-hoog, hoog (cfr. Waeye, 1991). Objectieve deprivatie (D) heeft twee onderscheidingen en is aanwezig wanneer de respondent een jaar in het middelbaar heeft moeten overdoen of werkloos is.
3. Voor het toekennen van de elementen aan de onderscheiden klassen van de latente variabele berekent men - op basis van de latente en de conditionele

latente probabiliteiten - de conditionele kans dat de elementen van een bepaalde cel tot een bepaalde latente klasse behoren. De elementen worden toegewezen aan die klasse waarvoor de grootste conditionele probabiliteit wordt bekomen. Gezien er gewerkt wordt op basis van probabiliteiten (de modale) heeft dit wel als gevolg dat er een bepaalde fout gemaakt wordt.

BIBLIOGRAFIE

- Billiet, J., A. Carton, R. Huys (1990) *Onbekend of onbemind ? Een sociologisch onderzoek naar de houding van de Belgen tegenover migranten*. Leuven : Sociologisch onderzoeksinstituut K.U.L.
- Billiet, J., M. Swyngedouw, A. Carton (1992) *Stemmen voor Vlaams Blok of Rossem. De kiezer zelf aan het woord*. Leuven : I.S.P.O., Bulletin nr. 1992/2.
- Clogg, C.C., L.A. Goodman (1984) 'Latent structure analysis of a set of multi dimensional contingency tables', *Journal of the American Statistical Association*, (79) : 762 - 771.
- Clogg, C.C., L.A. Goodman (1985) 'Simultaneous latent structure analysis in several groups', pp. 81-110 in N.B. Tuma (ed.), *Sociological Methodology*. San Francisco : Jossey-Bass.
- Hagenaars, J. (1990) *Categorical longitudinal data : log-linear panel, trend and cohort analysis*. Newbury Park, CA : Sage Publications.
- Johnson, R.A. (1990) 'Measurement of hispanic ethnicity in the U.S. census : an evaluation based on latent-class analysis', *Journal of the American Statistical Association*, (85) : 58 - 65.
- McCutcheon, A.L. (1987) *Latent Class analysis*. Sage university paper 64. Newbury Park, CA : Sage publications.
- McCutcheon, A.L. 'Sexual morality, pro-life values and attitudes toward Abortion. A simultaneous latent structure analysis for 1978 - 1983', *Sociological methods and research*, 16(2) : 256 - 275.
- Koninklijk Commissariaat Voor Het Migrantenbeleid (november 1989) *Integratie(beleid) een werk van lange adem*. Brussel.
- Louckx, F., J. Vranken (red) (1990) *De nieuwe Vlamingen*, Tijdschrift voor Sociologie, 11.
- Waege, H. (1991) 'De Vlaamse jeugd en haar minderheden', *Tijdschrift voor Sociologie*, (12) : 181-208.
- Waege, H. (1992) *Vlaamse jonge volwassenen en beleid in 1992 : bladgroen, sociaal en tolerant*. Leuven : K.U.Leuven, Departement Sociologie, Centrum voor Dataverzameling en Analyse, Bulletin nr. 1992/43.