

Verschuivingen en partijvoorkeur tijdens de parlementsverkiezingen van 13 oktober 1985

door Marc SWYNGEDOUW,

Assistent aan de Afdeling Sociologische methoden en theorie
van de Katholieke Universiteit te Leuven.

★

Voorliggende studie* heeft op de eerste plaats als bedoeling op een kwantitatieve wijze na te gaan welke verschuivingen er plaatsgrepen in het kiesgedrag van de Vlaamse kiezer (met uitsluiting van het arrondissement Brussel-Halle-Vilvoorde) tussen de parlementsverkiezingen in 1985 t.o.v. 1981. Vervolgens maken we een analyse van de verschuivingen binnen de verschillende subcategorieën kiezers. Tenslotte schatten we de kansverhouding verschuiver/blijver voor de verschillende subcategorieën kiezers.

Om het de lezer eenvoudiger te maken wordt geopteerd om in een eerste paragraaf uiteen te zetten hoe de constructie van de te analyseren tabellen is verlopen. Vervolgens worden in een tweede paragraaf de analyse en de resultaten van deze aangepaste gegevens voorgesteld.

1. Methodologische aspecten van de aanpassing van de basisgegevens.

Uit de Knack-peiling, uitgevoerd op 2 en 3 oktober 1985 door Cegos-Makrotest, werden 945 personen gelicht die zowel op de vraag naar hun kiesgedrag in 1981 als op de vraag naar hun kiesintenties voor 13 oktober 1985 antwoordden, en die bovendien effectief aan beide verkiezingen konden deelnemen. We beperkten ons tot de Vlaamse kiezers, met uitzondering van de kiezers van het arrondissement Brussel-Halle-Vilvoorde, gezien de zeer specifieke situatie van dit kiesarrondissement.

* Met dank aan prof. dr. J. Billiet en L. Daemen voor hun kritische opmerkingen en steun.

1.1. *De nieuwe en reeds overleden kiezers.*

Door deze selectie traden twee problemen op de voorgrond wat betreft de representativiteit naar de kiezerspopulatie. Aangezien het hier gaat om verschuivingen tussen twee verkiezingen vormen de kiezers die maar één keer stemden een probleem: nl. de jongeren die in 1985 voor het eerst stemden en de overledenen die in 1981 de laatste keer stemden.

Om de analyse mogelijk te maken werd aangenomen dat deze jongeren, als ze in 1981 hadden gestemd hetzelfde stemgedrag zouden vertoond hebben als alle andere kiezers in 1981 tesamen. M.a.w. de verkiezingsresultaten van dat jaar zouden dus niet anders geweest zijn indien deze groep toen wel zou meegestemd hebben.

Voor de reeds overledenen werd een soortgelijke veronderstelling aangenomen: als zij toch zouden hebben meegestemd in 1985, zouden de verkiezingsresultaten er niet anders hebben uitgezien dan zoals we die nu kennen.

Verderop zal blijken, dat door de door ons toegepaste procedure de nieuwe kiezers wel verdisconteerd zijn in de verkiezingsresultaten van 1985 en de reeds overleden kiezers in de resultaten van 1981.

Voor de analyse van de partijvoorkeur werd gewerkt met de respondenten die antwoordden op de vraag naar hun kiesintenties voor 13 oktober 1985 (N = 969).

1.2. *De representativiteit naar de in de analyse gebruikte kenmerken.*

In de analyse worden volgende variabelen/kenmerken van de kiezerspopulatie opgenomen: geslacht (man, vrouw); leeftijd (-35 jaar, $35 < 45$ jaar en ≥ 45 jaar); beroepsniveau (hoog beroepsniveau, laag beroepsniveau en zonder beroep).

De subcategorieën van de variabele beroepsniveau zijn als volgt samengesteld: hoog beroepsniveau: kaderpersoneel, hogere ambtenaren, vrije beroepen, landbouwers en handelaren. Laag beroepsniveau: bedienden, ambtenaren, ongeschoolde en geschoolde arbeiders. Zonder beroep: huisvrouwen, -mannen, gepensioneerden, werklozen, studenten of mensen in opleiding.

De oorspronkelijke steekproef werd representatief bevonden voor de Vlaamse (kiezers)bevolking. Door onze selectieprocedure was ze dit echter niet meer, bepaalde subcategorieën waren onder- of oververtegenwoordigd. Hieraan werd verholpen door een weging door te voeren naar de verschillende subcategorieën, zodanig dat onze steekproef terug representatief was voor de Vlaamse (kiezers)populatie (1).

(1) Ria Van Thillo van Cegos-Makrotest voerde deze weging door.

1.3. De aanpassing voor de verkiezingsresultaten van 1981 en 1985.

Zoals in bovengaande paragraaf beschreven, beschikten we aldus over een steekproef die representatief mag geacht worden voor de Vlaamse (kiezers)bevolking. Er bleken echter fouten te zitten op de verkiezingsuitslag voor 1981 en voor 1985.

Op basis van de verkiezingsresultaten, bekend gemaakt door het Ministerie van Binnenlandse Zaken en Openbaar Ambt (officieuze resultaten op 14 oktober) berekenden we de proportie stemment die de verschillende partijen zouden moeten behaald hebben in de steekproef, zowel voor de verkiezingen van 1981 als 1985. Opgemerkt kan hier worden dat de blanco/ongeldig optie, voor ons een even geldig stemgedrag is als de keuze voor de één of andere politieke partij.

Aangezien de globale verkiezingsresultaten gebruikt werden, betekent dit dat we voor de verkiezingsresultaten van 1985 de jonge kiezers ook opgenomen werden. Voor de verkiezingsresultaten van 1981 geldt hetzelfde voor de overledenen. Afhankelijk van de vergelijkbaarheid van het kiesgedrag van beide groepen, kan dit al dan niet leiden tot een vertekening in een onbekende richting.

Gezien de gebruikte steekproef redelijk klein is van omvang, is het normaal dat in de transitietabel (1981-1985) bepaalde overgangen niet voorkomen. Niet omdat ze in de werkelijkheid niet aanwezig zijn, maar wel omdat ze zeldzaam voorkomen. In vaktermen worden dit steekproefnullen genoemd. Om toch schattingen te krijgen van deze steekproefnullen werd beroep gedaan op pseudo-Bayes schattingen van cel probabiliteiten. Hiertoe wordt eerst een a priori bepaalde waarschijnlijkheidsmatrix opgesteld. In dit geval werd een uniforme probabiliteitsmatrix geselecterd, wat wil zeggen dat elke cel in de transitietabel evenveel kans krijgt om voor te komen. Vervolgens berekenen we een weefactor op basis van de geobserveerde data, om te komen tot celschattingen, die terug geschaald werden naar de geobserveerde totaal (2).

De weefactor wordt bekomen aan de hand van volgende formule :

$$\hat{k} = \frac{(f^2 \dots - \sum \sum f_{ij}^2)}{\sum \sum (f_{ij} - e_{ij})^2} \quad i, j = 1 \dots 7$$

waar waar $e_{ij} = N \cdot P_{ij}$

De celschattingen worden nu gevonden door P_{ij} te vermenigvuldigen met de weefactor k en het resultaat hiervan op te tellen bij de geob-

(2) Y. BISHOP, S. FIENBERG en P. HOLLAND, *Discrete multivariate analysis, Theory and practice*, MIT Press, Cambridge, Massachusetts, 1980, blz. 401-433.

serveerde data. Dit geheel wordt teruggeschaald naar N door de schattingen te vermenigvuldigen met $N/N+k$.

De aldus bekomen tabel dient nu nog aangepast te worden aan de verkiezingsresultaten. Om de informatie van de twee datasets te combineren — nl. de door middel van pseudo-Bayes aangepaste geobserveerde gegevens van de steekproef en de reële verkiezingsresultaten — gebruiken we de zogenaamde « klassieke toepassing » van Iterative Proportional Fitting. Bij de updating of de schaling van de steekproefgegevens naar de gekende marginale (= totale) verkiezingsresultaten gebruiken we een volledig gesatureerd model, waarbij de steekproef gebruikt wordt om informatie te geven over de hoogste orde effecten en de verkiezingsresultaten voor alle lage orde effecten. Als startwaarden voor de iteraties worden de in de steekproef geobserveerde, d.m.v. pseudo-Bayes schattingen aangepaste, waarden genomen. Het toegepaste algoritme is het Deming-Stephan algoritme. Het geheel levert maximale waarschijnlijkheidsschattingen op voor de elementaire cellen (3).

Gegeven de startwaarden $\hat{m}_{ij}^{(0)}$, dan kan de procedure om de gegevens aan te passen aan de nieuwe marginalen als volgt beschreven worden :

— aanpassing voor 1981 geeft :

$$\hat{m}_{ij}^{(1)} = \hat{m}_{ij}^{(0)} \frac{X_{i+}}{\hat{m}_{i+}^{(0)}} \quad [1]$$

— de daaropvolgende aanpassing voor 1985 geeft :

$$\hat{m}_{ij}^{(2)} = \hat{m}_{ij}^{(1)} \frac{X_{+j}}{\hat{m}_{+j}^{(1)}} \quad [1]$$

Deze twee-staps iteratie werd zolang herhaald tot er convergentie optrad met de gewenste accuraatheid. In het door ons gebruikte computerprogramma gebeurde dit wanneer de grootste waarde van de in elke

iteratie berekende multiplicator uit [1], namelijk $\frac{X_{i+}}{\hat{m}_{i+}^{(n)}}$ of $\frac{X_{+j}}{\hat{m}_{+j}^{(n)}}$

kleiner was dan 0.0001.

(3) *Ibid.*, blz. 83-102.

De gehele procedure levert tabel I op.

TABEL I

IPF van de geobserveerde gegevens op de proportie stemmen behaald door de verschillende partijen bij de parlementsverkiezingen van 1981 en 1985 (Vlaanderen zonder Brussel-Halle-Vilvoorde)

	1985								
	CVP	PVV	SP	VU	VL. BL.	AGALEV	ANDERE	BLANCO	TOT
CVP	251.43	2.57	10.50	6.18	0.32	5.80	1.23	2.96	281
PVV	22.68	127.10	18.68	8.56	2.15	2.22	1.27	1.34	184
SP	2.11	1.07	169.48	2.56	1.59	4.36	1.43	0.40	183
1 9 8 1 VU	22.43	3.37	7.08	87.55	5.64	5.52	4.48	1.92	138
VL. BL.	2.42	0.13	0.43	2.95	8.41	0.76	0.44	0.46	16
AGALEV	1.52	0.18	1.88	0.43	0.27	28.54	1.03	0.17	34
ANDERE	6.33	0.74	4.24	1.78	0.29	7.52	13.40	0.69	35
BLANCO	1.08	0.83	2.72	1.99	0.33	1.28	0.73	61.06	70
TOTAAL	310	136	215	112	19	56	24	69	941

Na 24 iteraties was de waarde voor de grootste multiplicator gelijk aan 0.00008.

De drie variabelen leeftijd, geslacht en beroepsniveau leveren 18 subcategorien op. Om de maximale waarschijnlijkheidsschattingen te verkrijgen voor de transitietabellen in deze subcategorien, is er een two-stage procedure noodzakelijk. In een eerste stap worden de d.m.v. pseudo-Bayes schattingen per subcategorie gecorrigeerde geobserveerde gegevens « gefit » aan de verkiezingsuitslag van 1985. D.w.z. dat in de marginale enerzijds de verkiezingsuitslagen van 1985 zitten en anderzijds de totalen per subcategorie. Op deze wijze krijgen we voor elke subcategorie, maximale waarschijnlijkheidsschattingen van het aantal kiezers die voor een bepaalde partij gestemd hebben. Deze schattingen doen dienst als marginale frequenties wanneer in een volgende stap de resultaten « gefit » worden aan de verkiezingsuitslag van 1981.

Zodoende krijgt men per subcategorie een transitietabel die steeds hetzelfde patroon vertoont als de geobserveerde tabel per subcategorie maar die aangepast is aan de resultaten van de verkiezingen in 1981 en 1985. Op de tussenstap na verschilt de hier gevolgde procedure niets van diegene die gevolgd werd bij de aanpassing van de transitietabel voor de globale steekproef.

In de eerste stap was de waarde van de grootste multiplicator gelijk aan 0.00003, doch bij de aanpassing aan het verwachte aantal kiezers per subcategorie per partij en aan de verkiezingsresultaten van 1981,

was de grootste waarde na 50 iteraties gelijk aan 0.002. Aan het verloop van de iteraties was duidelijk te zien dat er een convergentie optrad rond deze waarde (vanaf de dertiende iteratie traden er nog slechts zeer kleine wijzigingen op). Het feit dat de grootste waarde van de multiplicators niet beneden de 0.0001 zakte, maar convergeerde rond

TABEL II

IPF op stemgedrag 1981 en 1985 en aantal kiezers per subcategorie per partij

	M A N								
	-35j.			35-44j.			+45j.		
	KLASSE I	KLASSE II	NT AKT	KLASSE I	KLASSE II	NT AKT	KLASSE I	KLASSE II	NT AKT
CVP	7.84	28.69	6.52	8.45	16.38	0.86	22.29	30.57	32.69
PVV	13.16	12.56	6.81	9.41	4.5	0.27	13.54	7.15	4.68
SP	6.99	30.18	9.64	3.63	13.94	1.00	6.10	22.89	24.18
VU	4.60	13.20	4.34	2.82	4.42	1.29	7.30	9.5	7.93
AGALEV	5.25	9.24	3.15	1.39	2.30	0.88	1.48	2.37	2.39
ANDERE	1.83	7.08	0.35	1.06	1.76	0.23	1.89	6.14	3.29
BLANCO	2.32	7.05	2.18	2.23	3.70	0.48	2.38	11.38	3.85
TOTAAL	42	108	33	29	47	5	55	90	79

	V R O U W									TOTAAL MAN + VROUW
	-35j.			35-44j.			+45j.			
	KLASSE I	KLASSE II	NT AKT	KLASSE I	KLASSE II	NT AKT	KLASSE I	KLASSE II	NT AKT	
CVP	6.16	17.23	18.78	1.86	6.54	12.68	5.87	9.23	86.35	319
PVV	3.41	9.86	8.02	3.75	3.62	4.44	7.07	4.46	23.29	140
SP	1.45	17.93	17.63	1.30	8.65	7.66	2.65	5.65	39.51	221
VU	4.09	10.54	6.22	1.01	4.35	5.15	6.94	2.00	20.30	116
AGALEV	2.13	7.22	3.32	1.92	1.36	1.37	2.34	0.46	8.39	57
ANDERE	0.33	3.32	6.16	0.30	1.73	1.05	0.37	2.44	5.67	45
BLANCO	3.43	3.89	6.86	1.86	0.74	3.65	0.77	0.75	13.49	71
TOTAAL	21	70	67	12	27	36	26	25	197	969

Stemgedrag naar geslacht, leeftijd en beroepsklasse

0.002 moet verklaard worden door het niet tot éénzelfde totaal someren van de rij en kolom totalen. Iets wat te wijten is aan afrondingsfouten, wat als logisch kan aanzien worden wanneer men een tabel van 126×7 fit. De afwijking lijkt echter klein genoeg om tot analyse te kunnen over gaan.

Tabel I en II dienen uiteindelijk als basismateriaal voor de analyse.

1.4. *Ontbrekende variabelen.*

Eén fundamentele beperking blijft nochtans altijd bestaan: de analyse kan slechts gedaan worden met betrekking tot kenmerken die gemeten werden. Zo werd bijvoorbeeld de levensbeschouwelijke binding van de geïnterviewde personen niet bevraagd. We weten echter dat dit zeker een rol speelt bij de partijkeuze, dit wordt hier buiten beschouwing gelaten. Het spreekt vanzelf dat er best nog andere kenmerken bestaan die de partijkeuze kunnen verklaren. We konden niet anders dan ons te beperken tot de variabelen die Knack en Cegos-makrotest bevraagden.

1.5. *De opdeling van de variabelen.*

Over de opdeling van de variabele geslacht naar mannen en vrouwen zal weinig discussie bestaan. De opdeling van de variabelen leeftijd en beroepsniveau kan aanleiding geven tot meer discussie. Het is niet aangewezen te werken met categorieën die te weinig eenheden bevatten. Dit gegeven beperkt dadelijk het aantal categorieën per variabele. Voor de variabele leeftijd wordt besloten tot de drie reeds gekende categorieën, omdat de —35 jarigen (= geboren ten vroegste in 1951 en ten laatste in 1967) kunnen beschouwd worden als een leeftijdscategorie die de « industriële boom » van de na-oorlogse periode hebben meege maakt. De 35-44 jarigen (geboren ten vroegste 1941, ten laatste 1950) kunnen beschouwd worden als de (post-)W.O.II-generatie en de 45+ als de voor-W.O.II-generatie. Elke indeling blijft ergens willekeurig.

De indeling van de variabele beroepsniveau kan discussie geven wat betreft de opname van de handelaars en de landbouwers bij het hoog beroepsniveau en de werklozen bij de categorie zonder beroep. Hoewel ook dit min of meer als willekeurig kan ervaren worden lijkt het ons, gegeven de steekproefomvang, de meest elegante oplossing.

2. **De analyse.**

2.1. *Mover-stayer analyse voor de globale steekproef.*

In 1955 stelden Blummer, Kogan en McCarthy hun mobiliteitsmodel voor dat een onderscheid maakte tussen twee types individuen. Eén type is de stayer. Stayers blijven steeds binnen dezelfde responscategorie (hier stemmen steeds voor dezelfde partij). Het tweede type is de mover. De mover verandert van categorie, van één punt in de tijd naar het ander, onafhankelijk van zijn vroegere responscategorie. Voor deze laatste categorie wordt dus verondersteld dat zij van het even welke partij naar om het even welke andere partij kunnen verschuiven.

Merk op dat de kwalificatie mover verwijst naar een latente trek, die niet steeds manifest wordt. Het is, zoals verder zal worden gezien, mogelijk dat movers over de beschouwde periode niet van categorie verschuiven. Hoewel het mogelijk is om dit model uit te breiden tot één dat verschillende individuele referenties beschouwd, lijkt ons de assumpties van het oorspronkelijk mover-stayer model aanvaardbaar (4).

Binnen de « log-linear modelling » techniek betekent dit dat een quasi-onafhankelijkheidsmodel toegepast wordt. In dit geval een onafhankelijkheidsmodel waarbij in de hoofddiagonaal structurele nullen worden geplaatst, zodanig dat zij niet bijdragen tot de bepaling van de probabiliteit van het onafhankelijkheidsmodel, maar men krijgt dan wel schattingen van het aantal movers op de diagonaal. Omdat de bepaling van dit aantal movers op de diagonaal eigenlijk slechts het resultaat is van de door ons gebruikte methode, en er inhoudelijk weinig duiding is aan te geven, werd de schatting van de movers gecorrigeerd voor de « movers » op de diagonaal.

Volgens het model vertonen de movers dus onafhankelijkheid en als consequentie vertonen de off-diagonal cellen quasi-onafhankelijkheid (5). Quasi-onafhankelijkheid is een vorm van onafhankelijkheid, die conditioneel is met betrekking tot het onvolledig gedeelte van de tabel die onze aandacht wegdraagt (6).

Het gaat hier om een steekproef, bijgevolg moeten de vooropgestelde modellen getoetst worden. Als getoelende kans op een type-I fout werd een waarde van 0.05 genomen. De fitting van dit quasi-onafhankelijkheidsmodel op tabel I leidt tot een voldoende hoge fit, maar de verwachte waarden onder het model lieten in de cellen AGALEV (1985) — PVV (1981) en AGALEV (1985) — ANDERE (1981) respectievelijk een zware overschatting en onderschatting te voorschijn komen. Dit wordt duidelijker bij de analyse van de gestandaardiseerde residuen [$= \text{obs} - \exp/\sqrt{\exp}$]. Daarom werd besloten het quasi-onafhankelijkheidsmodel uit te breiden tot bovenvernoemde cellen. Het te schatten model wordt dan :

$$\ln F_{ij} = \theta + \lambda_i^A + \lambda_j^B$$

voor $i \neq j$;

$i \neq \text{Agalev}$ $j \neq \text{Andere}$;

$i \neq \text{Agalev}$ $j \neq \text{PVV}$.

(4) S. SPILERMAN, « Extensions of the Mover-Stayer model », in *American Journal of Sociology*, 1973, 78, blz. 599-626.

(5) J.G. UPTON, *The analysis of Cross-tabulated Data*, John Wiley and Sons, New York, 1978, blz. 23.

(6) Y. BISHOP, S. FIENBERG en P. HOLLAND, *op. cit.*, blz. 180.

De beste schatting voor de uitgesloten cellen (de twee bovenvernoemde cellen) worden dan de geobserveerde waarden.

	df	L ²	P (7)
quasi-onafhankelijkheidsmodel	39	29,33	0,869

De verwachte waarden worden dan :

TABEL III

	1985							
	CVP	PVV	SP	VU	VL. BL.	AGALEV	ANDERE	BLANCO
CVP	13.8(1)	2.4	9.4	6.3	2.1	5.6	2.2	1.6
PVV	21.3	3.7(1)	14.5	9.7	3.2	2.0(*)	3.4	2.4
SP	5.5	1.0	3.7(1)	2.5	0.8	2.2	0.9	0.6
VU	18.8	3.3	12.8	8.6(1)	2.8	7.6	3.0	2.1
VL. BL.	2.5	0.4	1.7	1.2	0.4(1)	1.0	0.4	0.3
AGALEV	2.0	0.3	1.4	0.9	0.3	0.8(1)	0.3	0.2
ANDERE	5.5	1.0	3.7	2.5	0.8	7.0(*)	0.9(1)	0.6
BLANCO	3.0	0.5	2.0	1.3	0.4	1.2	0.5	0.3(1)

(*) Geobserveerde waarden.

(1) Deze schattingen worden verkregen door het overall gemiddelde te vermenigvuldigen met de Betacoëfficiënten (1981 en 1985) voor die cel. Ze worden wel uitgesloten voor de bepaling van de fit van het model.

De beta of tau parameterwaarden zijn :

$$\hat{\theta} = 1.8723$$

1985

$\hat{\beta}$	CVP	PVV	SP	VU	VL. Bl	Agalev	Andere	Blanco
	3,367	0,587	2,292	1,536	0,511	1,37	0,534	0,385

1981

$\hat{\beta}$	CVP	PVV	SP	VU	VL. Bl	Agalev	Andere	Blanco
	2,188	3,386	0,871	2,279	0,403	0,318	0,866	0,469

(7) DF = degrees of freedom

$$L^2 = \text{likelihood ratio chi-square } L^2 = 2 \sum_{ij} x_{ij} \log \frac{x_{ij}}{\hat{m}_{ij}}$$

P = probability.

Als we het aantal movers kennen, d.m.v. de verwachte waarden onder het model, kunnen we de stayers berekenen door de schatting van de movers op de diagonaal af te trekken van het geobserveerde aantal op diagonaal. Omgerekend naar procenten t.o.v. het aantal stemmen gehaald in 1981 geeft dit de volgende percentages trouwe kiezers :

CVP	PVV	SP	VU	VL. Bl	Agalev	Andere	Blanco
84,21	67,07	90,59	57,21	50,0	81,59	35,71	60,7

Afhankelijk van de berekeningswijze (geobserveerde waarden, verwachte waarden, al dan niet corrigeren voor movers/stayers op de diagonaal) kunnen we het percentage movers tussen de 16,13 en de 24,04 % schatten.

Ongeveer 80 % van de kiezers blijven dus trouw aan hun partij. Bij die 80 % zijn de blanco/ongeldig-stemmers opgenomen. De SP beschikt over het meest trouwe kiezerskorps (90,5 %) gevolgd door 87 % trouwe blanco/ongeldig-stemmers, die zich blijkbaar niet gemakkelijk laten verleiden door één of andere politieke partij, CVP (84 %) en Agalev (82 %) hebben ongeveer evenveel trouwe kiezers, PVV (67 %), VU (57 %), VL. BL. (50 %) en de Andere (36 %) hebben opvallend weinig trouwe kiezers.

Grafiek 1 geeft het percentage trouwe kiezers per partij weer (8).

Grafieken 2-6 geven de verschuivingen weer tussen de verschillende partijen voor de 5 grootste partijen. Om de impact van de verschuivingen te schatten voor de ganse Vlaamse (kiezers)bevolking, moet men weten dat 1 stem uit onze steekproef van 941 eenheden, in werkelijkheid iets tussen de 3.500 en de 4.000 stemmen voorstelt. De grafieken worden kort besproken.

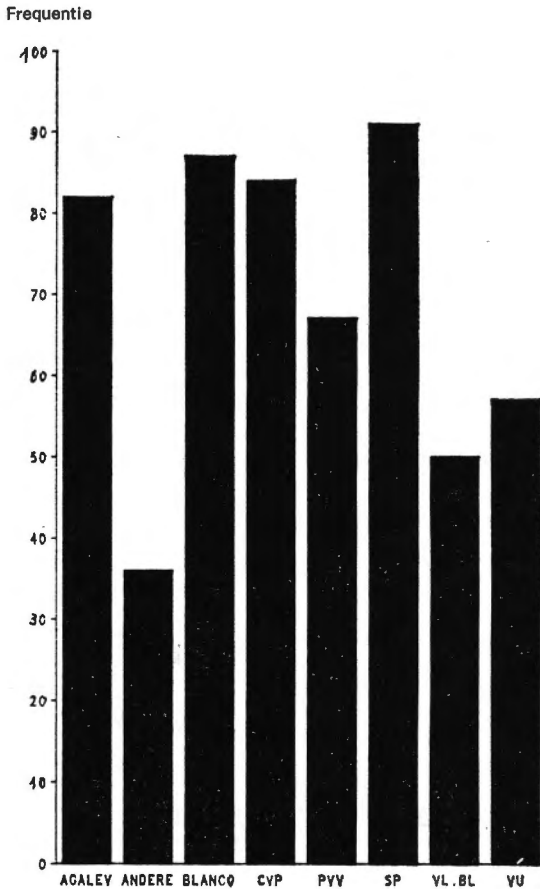
De grafieken dienen als volgt gelezen. Als voorbeeld nemen we grafiek 2 en bekijken de verschuivingen van en naar de CVP. Agalev krijgt 6 stemmen binnen van de CVP (dus *naar* Agalev) en de CVP krijgt 2 stemmen binnen *van* Agalev.

Grafiek 2 (CVP).

Opvallend is de nettowinst voor de CVP van kiezers die van de PVV en de VU komen. Het nettoverlies van de PVV aan de CVP is 18 (63.000 à 72.000) en van de VU (45.000 à 52.000 kiezers). Enkel Agalev (14.000 à 16.000) en de SP (10.500 à 12.000)

(8) De grafieken werden gemaakt met het computerprogramma Gchart uit het SAS pakket. In de door ons gebruikte procedure truncateert het programma de gegevens automatisch tot de gehele getallen. Om dit te voorkomen werden de resultaten op voorhand afgerond tot de dichtst bijzijnde eenheid.

slagen erin nettowinst te maken op de rug van de CVP. De CVP is er blijkbaar in geslaagd de PVV de rekening van het vorige regeringsbeleid te laten betalen en de geloofwaardigheid van de PVV en haar verkiezingsbelofte van minder belastingen uit te hollen.

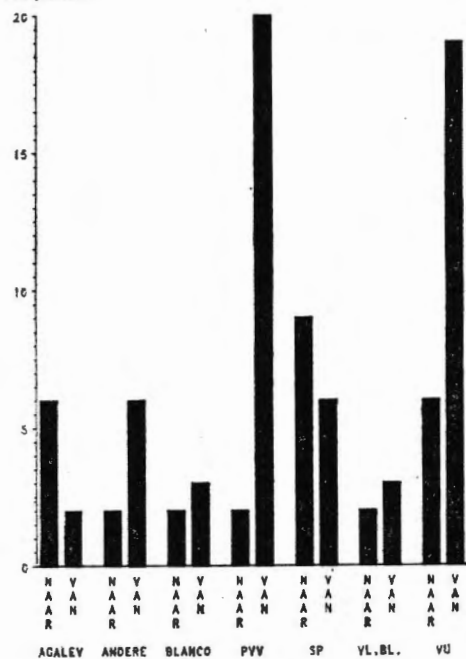


GRAFIEK 1. — Percentage trouwe kiezers per partij.
Gecorrigeerd voor verschuivers binnen de partijen.

Grafiek 3 (PVV).

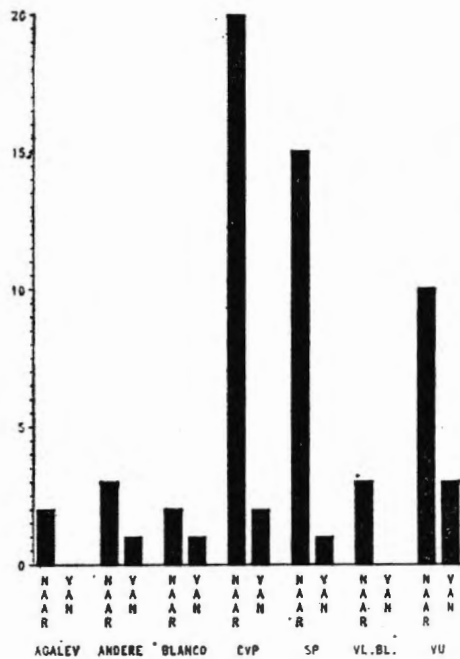
De PVV moet op alle fronten nettoverlies incasseren, Agalev en Vlaams Blok verliezen zelfs gewoon geen enkele stem aan de PVV. Verassend is hier de grote verschuiving van de PVV naar de SP (49.500 à 56.000 kiezers). Het gaat hier vooral om kiezers ouder dan 45 en niet-actief, vrouwen jonger dan 35 en niet-actief, mannen ouder dan 45 en actief in de lagere beroepsniveaus.

Frequentie



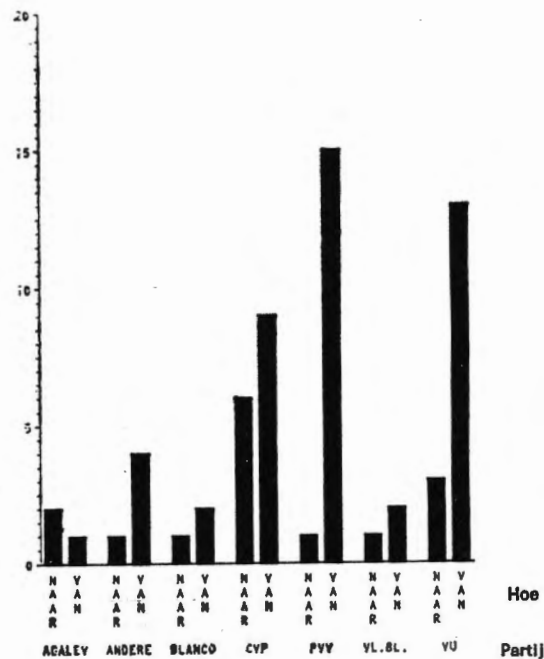
GRAFIEK 2.

Verschuivingen van en naar de CVP.



GRAFIEK 3.

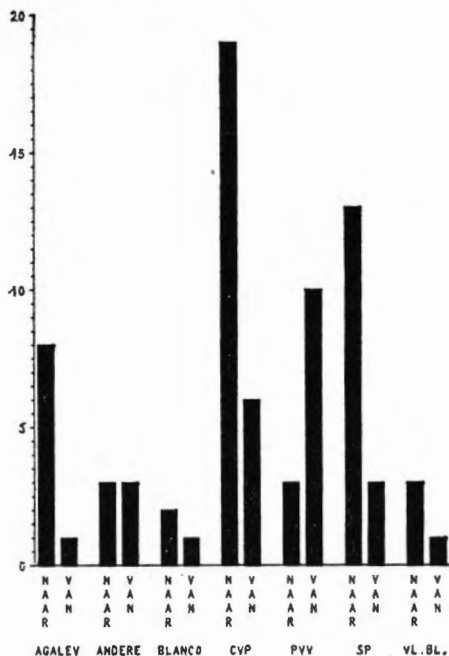
Verschuivingen van en naar de PVV.



GRAFIEK 4.

Verschuivingen van en naar de SP.

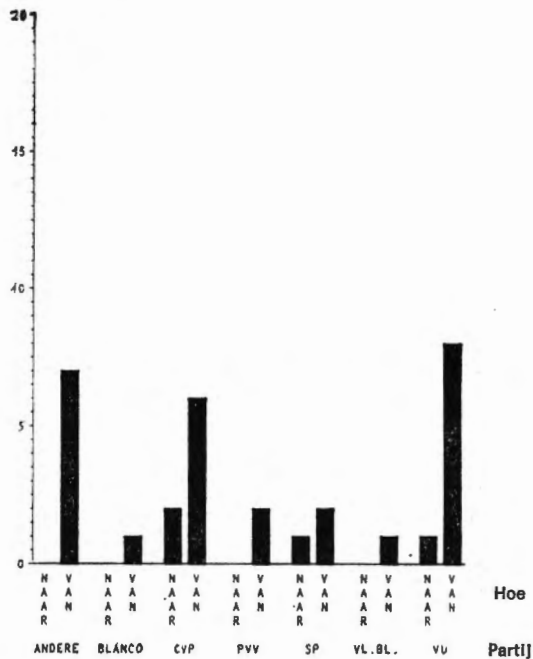
Frequentie



GRAFIEK 5.

Verschuivingen van en naar de VU.

Frequentie



GRAFIEK 6.

Verschuivingen van en naar Agalev.

We vermoeden dat het hier gaat om mensen die in 1981 gevoelig waren voor de PVV-slogen « niet U maar de staat leeft boven zijn stand », ofwel om vrijzinnigen die het regeringsbeleid willen afkeuren maar binnen hun levensbeschouwelijke zuil wensen te blijven en dus geen ander alternatief hebben dan voor de SP te stemmen.

Grafiek 4 (SP).

Naast de verrassende verschuiving van de PVV naar de SP, drie dingen die opvallen. Enkel Agalev krijgt netto stemmen los van de SP, maar het is maar een kleine winst (3.500 à 4.000). De SP krijgt opvallend veel stemmen van de VU. Tenslotte blijkt de SP erin geslaagd de CVP-winst te verkleinen. De gevoerde oppositie blijkt toch vruchten afgeworpen te hebben, zij het dat het niet zo spectaculair is geworden als verwacht. De verschuivingen van de CVP naar de SP is toch iets van tussen de 31.500 en de 36.000 stemmen. Daar staat dan wel tegenover, dat 21.000 à 24.000, voormalige SP-kiezers, Martens beleid goedkeurden door naar de CVP over te stappen.

Grafiek 5 (VU).

De VU kan enkel winst maken bij de PVV (24.500 à 28.000), waarschijnlijk een terugkeer naar de stal. Verder niets dan aderlatingen, met uitzondering van de kleine linkse partijen en RAD waar we van een nuloperatie kunnen spreken. Het grootste verlies voor de VU gaat naar de CVP (45.500 à 52.000) en SP (35.000 à 40.000). Ook Agalev heeft aantrekkingskracht op de Vlaams-nationale kiezers, zij krijgt 7 stemmen van de VU (24.000 à 28.000 kiezers). Het Vlaams Blok moet zich, ondanks zijn goedkope propaganda, tevreden stellen met een klein aantal stemmen van de VU (7.000 à 8.000 kiezers). Het is duidelijk niet de rechterzijde die de VU heeft verlaten, het verlies moet veeleer gezocht worden in het centrum en aan de linkerkant van het spectrum.

Grafiek 6 (Agalev).

Niets dan winst voor Agalev. PVV, Vlaams Blok, de Andere partijen en blanco/ongeldig winnen geen enkele stem van de groenen. De CVP recupereert er nog het meeste (7.000 à 8.000 kiezers), maar moet toch nog een verlies incasseren van 4 stemmen, t.t.z. 14.000 à 16.000 stemmen. De groenen zaten duidelijk in de lift t.a.v. alle andere partijen, met de SP, zoals reeds gezegd de kleinste verliezers.

2.2. *Verschuivingen per subcategorie.*

In het onderzoeksrapport van deze studie was een analyse opgenomen i.v.m. de partijvoorkeur naar leeftijd, geslacht en beroepsniveau. Bedoe-

ling was om na te gaan welke van deze variabelen op een significante wijze de variabele stemgedrag konden verklaren. Er werd hier gebruik gemaakt van een « factor-respons » model. Zoals in de klassieke regressie wilden we zien wat de invloed was van de onafhankelijke variabelen op de afhankelijke (9). Als selectiestrategie werd Aitkins « Simultaneous Test Procedure » gebruikt (10). Uit de analyse bleek dat de partijkeuze niet beïnvloed wordt door het geslacht, maar wel door de leeftijd en het beroepsniveau. Het geselecteerde model is het volgende :

BLG, PL, PB	df	L^2	P
	78	48,71	0,9962

Het ontbreken van de variabele levensbeschouwing is hier echter een zware handicap. Binnen de analyse van verschuivingen naar subcategorie is dit geen probleem gezien het minder waarschijnlijk lijkt dat de levensbeschouwing hier een significante rol zou spelen.

Globale verschuivingen van de ene partij naar de andere kunnen het resultaat zijn van zeer gedifferentieerde verschuivingen binnen twee of meer subgroepen. De 18 subcategorieën afzonderlijk analyseren zou, gezien de kleine aantallen per subcategorie, tot onbetrouwbare resultaten leiden. Omdat de analyse van de partijvoorkeur, naar leeftijd, geslacht en beroepsniveau uitwees dat de variabele geslacht geen significante rol speelde bij de verkiezingen van 1985, werd de oorspronkelijke tabel van partijvoorkeur naar subcategorie, gesommeerd over de variabele geslacht. Wat wil zeggen dat er geen onderscheid meer gemaakt werd tussen mannen en vrouwen. Zodoende hielden we nog 9 subcategorieën over.

Een correspondentieanalyse (11) en een clusteranalyse, Ward's minimum variance cluster analysis (12), maakten duidelijk dat we drie types

(9) Y. BISHOP, S. FIENBERG en P. HOLLAND, *op. cit.*, 557 blz.

S.E. FIENBERG, *The analysis of Cross-classified categorical data*, The MIT Press, Cambridge, 1977, 151 blz.

D. KNOKE en J.P. BURKE, *Log-linear models*, Sage, Beverly Hills, London, 1980, nr. 20.

M. SWAFFORD, « Three parametric techniques for contingency table analysis: A nontechnical commentary », in *American Sociological Review*, 1980, 45, blz. 664-690.

J.G. UPTON, *op. cit.*

(10) M. AITKIN, « A Simultaneous Test Procedure for contingency table models », in *Applied Statistics*, 1979, 28, nr. 3, blz. 233-242.

M. AITKIN, « A note on the selection of log-linear models », in *Biometrics*, 36, March, 1980, blz. 173-178.

M. SWYNGEDOUW, « Een kwantitatieve analyse van strafrechtelijke uitspraken », in *Tijdschrift voor Sociologie*, 1983, nr. 3, blz. 353-375.

(11) M. GREENACRE, *Theory and applications of correspondence analysis*, Academic Press, New York, 1984, 364 blz.

K. MATTHIJS en L. DAEMEN, « Correspondentie-analyse als een methode voor het analyseren van de structuur van contingentietabellen », in *Kwantitatieve Methoden*, 1985, 6, blz. 5-37.

(12) B. EVERITT, *Cluster analysis*, Heineman, London, 1974, 122 blz.

van stemgedrag kunnen onderscheiden, die maximaal van elkaar te onderscheiden zijn :

- de —44 jaar met laag beroepsniveau en zonder beroep,
- de hoge beroepsniveaus,
- de +45 jaar laag beroepsniveau en zonder beroep.

Uit de clusteranalyse bleek dat bovengenoemde drie categorieën 72 % van de oorspronkelijke Chi-kwadraat-waarde bewaren. Dit kan voldoende hoog worden genoemd (13).

Grafiek 7 geeft de plot weer van de twee dimensionele oplossing van deze correspondentieanalyse.

Op basis van deze informatie werd voor elk van deze drie subcategorieën een transitietabel 1981-1985 opgesteld. Zij werden geanalyseerd op analoge wijze als de globale transitietabel. We geven enkel de fit van de drie analyses.

- Quasi-onafhankelijkheidsmodel voor —44 jaar, laag en zonder beroep (sniveau) :

<i>df</i>	L^2	<i>P</i>
29	14.22	0.9902

- quasi-onafhankelijkheidsmodel voor de hoge beroepsniveaus :

<i>df</i>	L^2	<i>P</i>
29	18.95	0.9927

- quasi-onafhankelijkheidsmodel voor +45 jaar, laag beroepsniveau en zonder beroep :

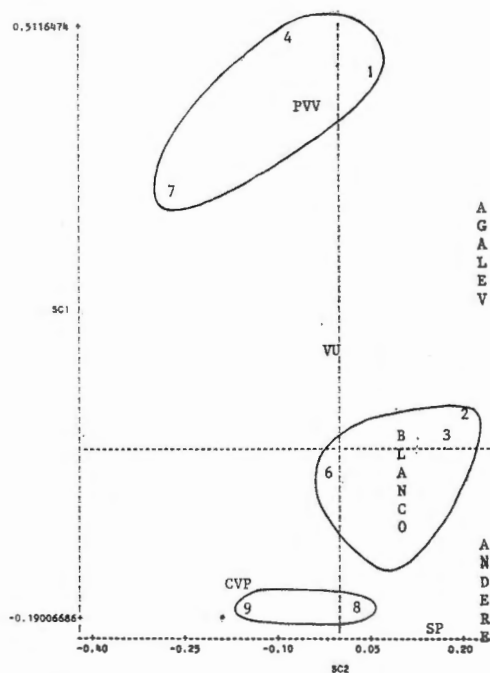
<i>df</i>	L^2	<i>P</i>
29	39.04	0.1009

Opvallend hierbij is de zeer hoge fit voor de eerste twee groepen en de eerder lage fit voor de +45 j, laag beroepsniveau en zonder beroep. Deze lage fit van 10 % is nochtans perfect aanvaardbaar gezien het hier gaat om een éénmalige toets met een kritische waarde gesteld op 0.05. Desondanks zou het grote verschil in fit met de twee voorgaande groepen erop kunnen wijzen dat er binnen deze groep iets apart aan de hand is. Het ligt in de bedoeling van verder onderzoek andere ordinale modellen op deze gegevens te gaan toepassen, zodanig dat er eventueel duidelijkheid in dit verband zou kunnen komen.

(13) Het computerprogramma voor de correspondentieanalyse en de clusteranalyse werd geschreven door L. Daemen.

We bespreken kort de verschuivingen binnen de drie subgroepen voor de belangrijkste vijf partijen.

Het verlies van de CVP aan de SP wordt uitsluitend veroorzaakt door de +45, laag en zonder beroep(sniveau). Bij de hoge beroepsniveaus



GRAFIEK 7. — Plot correspondentie analyse stemgedrag bij leeftijd en beroepsniveau.

λ (tot) : 0.088 χ^2 : 86.0678 P : 0.0006

λ (1) : 0.049 τ (1) : 0.555

λ (2) : 0.025 τ (2) : 0.277

(83 % van de totale associatie wordt verklaard d.m.v. de twee assen)

De eerste letter van de partijnaam, geeft de plaats aan van de partij in de twee dimensionale ruimte.

1 = -35 j., hoger beroepsniveau

2 = -35 j., lager beroepsniveau

3 = -35 j., zonder beroep

4 = 35 j. - 44 j., hoger beroepsniveau

5 = 35 j. - 44 j., lager beroepsniveau

6 = 35 j. - 44 j., zonder beroep

7 = +45 j., hoger beroepsniveau

8 = +45 j., lager beroepsniveau

9 = +45 j., zonder beroep.

haalt de CVP winst, maar bij -44 laag en zonder beroep(sniveau) haalt de CVP noch winst, noch verlies. Opmerkelijk is ook dat de CVP netto wint van de SP en niet verliest aan Agalev bij die categorie waar ze niet wint van de PVV en VU (hoog beroep). Deze groep verschuift dus naar het centrum of blijft er « rechts » van.

Het verlies van de PVV aan de SP is het kleinst (2 stemmen) bij de hoge beroepsniveaus. De PVV moet haar globaal verlies vooral zoeken bij +45, laag of zonder beroep (sniveau). Ze recupereert daar enkel 2 stemmen (1 CVP, 1 VU) en kan niets stellen tegenover het verlies aan de andere partijen. Aan de VU verloor de PVV vooral stemmen bij de kiezers met een hoog beroepsniveau.

De VU : het verlies van de VU is het grootst bij de -44 met een laag beroepsniveau of zonder beroep. De slag met de SP verloor ze voornamelijk bij deze leeftijdsgroep. De VU verliest verder aan de CVP bij de +45 laag of zonder beroep (sniveau), en in iets mindere mate bij de -44 van de lagere beroepsniveaus en zonder beroep. Bij de hoge beroepsniveaus wordt het hier een nuloperatie.

Tenslotte Agalev : de kleine winst ten koste van de SP wordt gemaakt over de drie categorieën samen (per afzonderlijke categorie is de verschuiving kleiner dan 1 stem). De winst ten koste van de CVP wordt gemaakt bij de +45 laag en zonder beroep (sniveau) en -44 zonder of met laag beroep (sniveau). Voor de hoge beroepsniveaus is het gelijkspel voor Agalev en de CVP, er komen evenveel stemmen bij als er wegvallen. De PVV verliest aan Agalev in alle categorieën, met -44 zonder of met laag beroep (sniveau) op kop. Voor de VU geldt exact hetzelfde. Het ergste worden de Andere kleine partijen getroffen (Pvda, SAP, KP, RAD, Vlaams Blok) door Agalev. Het zijn vooral kiezers met een hoog beroepsniveau die van een kleine partij op Agalev overschakelen. Vermoedelijk zijn het vooral de kleine linkse partijen die hier aan stemmen moeten inboeten.

2.3. De verschuivers.

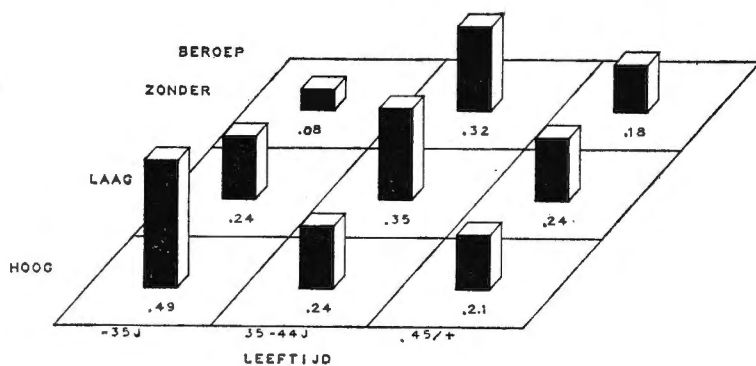
Bedoeling is na te gaan welke de kansverhouding is voor de verschillende categorieën, naar geslacht, leeftijd en beroepsniveau om te verschuiven ten opzichte van te blijven. Hiertoe werd een factor-respons model gefit met als onafhankelijke variabelen de drie bovengenoemde en als afhankelijke variabele het al of niet verschuiven. Aitkins Simultaneous Test Procedure werd als selectiestrategie gehanteerd.

Uit de analyse bleek dat ook in dit verband de variabele geslacht niet significant was.

Volgend model werd geselecteerd :

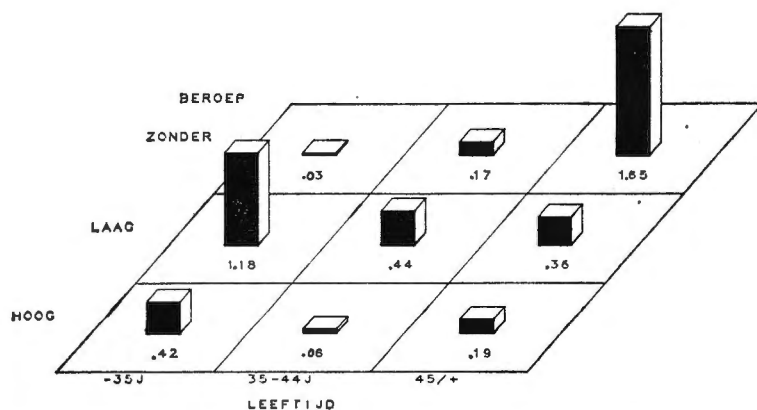
	<i>df</i>	<i>L</i> ²	<i>P</i>
BLG, MBL	9	13.75	0.1315

Deze problematiek kan op twee manieren bekeken worden. Enerzijds berekenden we de gewone kansverhouding verschuivers ten



Voor 45/+ hoog beroepsniveau is 49 op 1 kansverhouding verschuiven/niet verschuiven.

GRAFIEK 8. — Kans op verschuivers naar leeftijd en beroepsniveau ongeacht het aantal kiezers per categorie.



Voor 45/+ zonder beroep is 1.65 op 1 kansverhouding verschuiven/niet verschuiven.

GRAFIEK 9. — Kans op verschuivers naar leeftijd en beroepsniveau gewogen voor het aantal kiezers per categorie.

opzichte van blijvers, voor de verschillende combinaties van leeftijd en beroepsniveau. Het gaat hier dus om de kansverhouding verschuiven ten opzichte van blijven. Uit grafiek 8 blijkt dan dat de —35 met een hoog beroepsniveau de hoogste kansverhouding hebben om te verschuiven, nl. .49 tegen 1. D.w.z. dat binnen deze categorie kiezers 33 % verschuivers zijn. Doch de jongeren zonder beroep (dit zijn huisvrouwen, studenten en mensen in opleiding) hebben slechts een kansverhouding van 0.08 op 1 om te verschuiven ten opzichte van te blijven. D.w.z. dat er slechts 7 % verschuivers binnen deze categorie zijn.

Anderzijds kan deze kansverhouding gewogen worden met de kans om tot een bepaalde categorie te behoren.

Grafiek 9 geeft de gewogen kansverhoudingen weer om te verschuiven ten opzichte van te blijven. De gewogen kansverhouding wordt berekend aan de hand van :

$$\frac{\hat{F}_{1ij}^{MBL}}{\hat{F}_{2ij}^{MBL}} = \frac{(\hat{\beta}_1^M)^2 (\hat{\beta}_i^B)^2 (\hat{\beta}_j^L)^2 (\hat{\beta}_{1i}^{MB})^2 (\hat{\beta}_{1j}^{ML})^2 (\hat{\beta}_{1ij}^{MBL})^2}{\dots}$$

wat gelijk is aan :

$$\left(\frac{\hat{F}_{1ij}^{MBL}}{\Theta} \right)^2$$

en dus kan geïnterpreteerd worden als de kansverhouding om te verschuiven ten opzichte van het onder het model verwachte overall gemiddelde.

We zien dan dat de +45 zonder beroep de hoogste gewogen kansverhouding op verschuiven heeft. Verder hebben ook de —35 jarigen met een laag beroepsniveau een hoge gewogen kansverhouding (1.18 op 1) om te verschuiven ten opzichte van te blijven.

Opvallend is dat de gewogen kans om te verschuiven voor de mensen jonger dan 35 zonder beroep en de 35-44 jaar met een hoog beroepsniveau zeer klein zijn. De categorie —35 zonder beroep bestaat voornamelijk uit huisvrouwen en dito mannen, werklozen en studenten of mensen in opleiding. Op basis van ons materiaal kunnen we niet nagaan of uitsluitend één van deze groepen verantwoordelijk is voor de lage verschuivingskans. Als dit niet het geval zou zijn betekent dit dat bv. de (jeugd)werkloosheidssituatie van de kiezer weinig of geen invloed zou hebben op zijn stemgedrag.

Tenslotte

In hun artikel « naar een desinstitutionalisering van de Christelijke zuil » schrijven J. Billiet en K. Dobbelaere (14) dat men zich kan verwachten aan regelmatig grote verschuivingen en dat de vaste groep van kiezers van de traditionele partijen sterk geslonken lijkt.

Deze analyse lijkt dit te bevestigen. Als we de drie grootste Vlaamse partijen bekijken die twee levensbeschouwelijke bindingen voorstaan, dan zien we dat de totale verschuiving gaat om iets tussen de 130.000 en de 150.000 kiezers. Het is ook duidelijk dat de kiezers zich niet beperken tot één partij: indien ze niet meer tevreden zijn met hun vrpegere keuze, staat hen blijkbaar een waaier van andere partijen voor ogen. Het stelselmatig verschuiven naar de ideologische of levensbeschouwelijke dichtst bijzijnde partij lijkt niet meer van toepassing op het gros van de verschuivers, als dit al ooit zo geweest is.

Opvallend is dat de partijkeuze bepaald wordt door beroepsniveau en leeftijd en dat het kenmerk geslacht daarbij geen verschil maakt. Doch het meest opvallend is dat de kansverhouding van verschuivers ten opzichte van blijvers o.a. bepaald wordt door het beroepsniveau en de leeftijd en *niet* door het geslacht. En dat in tegenstelling tot wat algemeen wordt aangenomen het de +45 zijn zonder beroep die de grootste gewogen kansverhouding tot verschuiven hebben, gevolgd door de -35 van het laag beroepsniveau, maar dat de gewogen kansverhouding tot verschuiven voor de -35 zonder beroep quasi nul is.

Statistical Packages.

E.C.T.A., *Everyman's Contingency Tables Analysis*, University of Chicago by L. Goodman.

B.M.D.P., *Biomedical package*, University of California, 1981.

L. Daemen, *Correspondentieanalyse*, K.U. Leuven, 1983.

S.A.S., SAS Institute Inc., North Carolina, Version 5, edition 1985.

Summary : The floating vote in Flanders in 1985.

This article is based on a quantitative evaluation of the shifts in voting behaviour of the Flemish population, from the national elections in 1981

(14) J. BILLIET en K. DOBBELAERE, « Naar een desinstitutionalisering van de christelijke zuil ? », in *Tijdschrift voor Sociologie*, 1986, 7, nr. 1-2, blz. 87-118.

to those in 1985. Using the variables sex, age and occupational status a further analysis is made of the voting behaviour of the different subgroups.

Firstly the article describes the methodology by which the mobility tables were calculated using statistical information from poll surveys and the results of the elections. In the second part the results of the analysis, using log-linear modelling, correspondence analysis and cluster analysis, are presented.

The results indicate significant shifts between the different parties. Furthermore they indicate that the sex of the voter has no significant influence on his voting behaviour. Finally, the odds ratios are calculated for the different subgroups with regard to the likelihood of a voter moving (changing his voting behaviour) or staying.

