Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

Stemmen in Vlaanderen op 13 december 1987

Een statistische analyse

door Marc SWYNGEDOUW

Docent aan de Erasmus Universiteit Rotterdam,
Afdeling Beleid en Management van de Gezondheidszorg.

en Jaak BILLIET,

Gewoon hoogleraar aan de Katholieke Universiteit te Leuven,
Afdeling Sociologische Theorie en Methoden, Departement Sociologie.

*

Inleiding.

De vragen die voorliggen in dit artikel, bestrijken twee aspecten van verkiezingen voor de Kamer van Volksvertegenwoordigers in Vlaanderen (1).

Een eerste vraag heeft betrekking op de onderlinge verschuivingen van kiezers tussen de verschillende partijen. Hoe en in welke mate hebben de kiezers in Vlaanderen — zonder het arrondissement Brussel-Halle-Vilvoorde — hun stemgedrag gewijzigd op 13 december 1987 ten opzichte van 13 oktober 1985. We pogen hier patronen bloot te leggen die bij een analyse op basis van kantonnale uitslagen volledig verborgen blijven. Kantonnale analyses kunnen zelfs gevaarlijk zijn omwille van de zgn. « ecological fallacy ». Men spreekt van een ecologische fout indien op grond van gegroepeerde gegevens (zoals percentages per kanton) ten onrechte conclusies worden getrokken aangaande de eenheden (kiezers) binnen de aggregaten (kantons).

De tweede vraag richt onze aandacht op de partijvoorkeur volgens achtergrondkenmerken op 13 december 1987.

Alvorens deze vragen te beantwoorden wordt in een eerste paragraaf ingegaan op de methodologie van deze studie. De lezer die niet geïnteres-

(1) Voor een analyse van de kans op verschuiven per subgroep en de vlotters per partij volgens subgroep wordt verwezen naar het onderzoeksrapport : M. SWYNGEDOUW en J. BILLIET, *Van 13 tot 13. Analyse van de veranderingen in het kiesgedrag in Vlaanderen 1985-1987*, K.U.Leuven, Departement Sociologie en BMG, Erasmus Universiteit Rotterdam, 1988.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

seerd is in de methodologische aspecten kan onmiddellijk overstappen naar de tweede paragraaf.

1. Methodologische aspecten van de analyse.

We behandelen in dit gedeelte bondig de methodologische aspecten die niet gewijzigd zijn sinds de vorige studie over de « Verschuivingen en de partijvoorkeur tijdens de parlementsverkiezingen van 13 oktober 1985 » (2). De aspecten die gewijzigd werden en die o.i. de kwaliteit van de studie hebben verhoogd, krijgen een ruimere plaats toebedeeld.

1.1. *De data.*

De voor deze analyse gebruikte gegevens werden verzameld door Dimarso, in opdracht van de krant De Standaard en prof. W. Dewachter (Afdeling Politologie, K.U. Leuven), en door Burke-Belgium voor rekening van Knack-Magazine. De gegevens hebben betrekking op het kiesgedrag voor de Kamer van Volksvertegenwoordigers van 13 oktober 1985 en de kiesintenties voor 13 december 1987. Daarnaast werden ook een aantal achtergrondkenmerken zoals sekse, leeftijd, beroep en schoolopleiding bevraagd. De interviews werden afgenomen tijdens de laatste maand voor de verkiezingen van 13 december 1987.

Uit deze meerdere onafhankelijke steekproeven hebben we de 2.561 kiezers (met volledige antwoorden) uit het Vlaamse landsgedeelte gelicht, met uitzondering van deze die woonachtig zijn in het kiesarrondissement Brussel-Halle-Vilvoorde.

1.2. *Het wegen van de steekproeven.*

Er werd nagegaan of de steekproeven een exacte weergave zijn van de Vlaamse bevolking volgens enkele gekende kenmerken. Hieruit bleek dat de steekproeven best zouden rechtgetrokken worden volgens de verdeling van de Vlaamse bevolking naar sekse en leeftijd en genoten onderwijs (d.i. poststratificeren). Deze aanpassing was niet mogelijk omdat de N.I.S.-gegevens van de Volkstelling van 1981 m.b.t. bevolking naar sekse, leeftijd en onderwijs (samen) heel onvolledig zijn. Van meer dan 1 miljoen Vlamingen ingedeeld volgens sekse en leeftijd is het genoten onderwijs niet bekend. Eens te meer dienen vragen gesteld naar de wijze waarop in België de volkstellingen gebeuren. De steekproef kon slechts rechtgetrokken worden volgens sekse en leeftijd. Hierbij dient opgemerkt te worden dat in de weging ook met de associatie tussen

(2) M. SWYNGEDOUW. Verschuivingen en partijvoorkeur tijdens de parlementsverkiezingen van 13 oktober 1985. In : *Res Publica*, 1986, nr. 2, blz. 261.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

sekse en leeftijd werd rekening gehouden. De aanpassing gebeurde aan de hand van de meest recente bevolkingsramingen (1983).

1.3. *Bias op de afhankelijke variabelen ?*

Gezien de uitslag van de verkiezing voor de Kamer van Volksvertegenwoordigers van 13 december 1987 bekend was op het moment van de analyse, konden we nagaan of de « bias » op deze geschatte variabele binnen de grenzen van het toeval ligt. Dit gebeurde aan de hand van een chi-kwadraattest t.o.v. een pilootbevolking (m.n. de verkiezingsuitslag 1987).

TABEL I

Chi-kwadraattest op verkiezingsuitslag per steekproef

Steekproef	*df*	*Chisq*	*Prob.**
Steekproef 1	7	38,34	0,000
Steekproef 2	6	80,04	0,000

* df = vrijheidsgraden ; Chisq = chi-kwadraat ; prob. : waarschijnlijkheid.

Hieruit blijkt dat beide steekproeven vertekend zijn m.b.t. de kiesuitslag 1987. Dit kan veroorzaakt zijn door enerzijds het feit dat het in de steekproeven gaat om kiesintenties en niet om de rapportering van feitelijk kiesgedrag. Anderzijds bevatten beide steekproeven een aantal respondenten die geen kiesintentie hebben meegedeeld. Deze bias moet in de mate van het mogelijke weggewerkt worden.

1.4. *Het aanpassen van de transitietabel 1985-1987.*

1.4.1. *Het verwijderen van de steekproefnullen.*

Een 8 × 7 kruistabel van kiesgedrag 1985 (de nieuwe kiezer uit de steekproef als achtste categorie) volgens kiesintentie 1987 bevat enkele cellen met nul eenheden. Dit is niet omdat bepaalde combinaties niet zouden voorkomen in de werkelijkheid, maar wel omdat we te maken hebben met relatief kleine steekproeven. Deze lege cellen hebben als gevolg dat de andere cellen (proportioneel gezien) licht overschat worden. Bovendien laten sommige technieken die verder in de analyse worden toegepast geen lege cellen toe. Daarom werd elk van de transitietabellen ontdaan van lege cellen d.m.v. pseudo-bayes schattingen a.d.h.v. een a priori uniforme probabiliteitsmatrix (3).

(3) Zie Y. BISHOP, S. FIENBERG en P. HOLLAND, *Discrete multivariate analysis*. Massachusetts, 1980, blz. 401-433 en M. SWYNGEDOUW, *op. cit.*, blz. 263-264.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

1.4.2. *Herschatten in functie van de verkiezingsuitslagen 1985 en 1987.*

Om de bias op de gekende verkiezingsuitslag 1987 weg te werken zouden we de transitietabellen kunnen herschatten in functie van deze uitslag. Op de verkiezingsuitslag 1985 zit echter vermoedelijk ook een bias. We kunnen dit niet nagaan aangezien we niet weten hoe de bevolking van 1987 gestemd heeft in 1985. Een aantal kiezers is immers weggevallen (o.m. overleden). Aangezien we weten dat het stemgedrag in 1985 een significante relatie vertoont met de leeftijd, en ouderen meer overlijden dan jongeren is het zeer waarschijnlijk dat de kans op overlijden verschilt per partij.

M.a.w. bepaalde partijen zullen meer kiezers verloren hebben dan andere. Indien we uitgaan van de veronderstelling dat de nieuwe kiezers van 1987, indien zij gestemd zouden hebben in 1985, hetzelfde stemgedrag zouden vertoond hebben als de in 1987 weggevallen (o.m. overleden) kiezers in 1985, dan kan men als marginale verdeling 1985 in de transitietabel de verkiezingsuitslag van 1985 nemen (4). We weten echter ook dat er in Vlaanderen (zonder Brussel-Halle-Vilvoorde) bij de verkiezingen 1987 een saldo van 32.877 kiezers is t.o.v. de verkiezingen 1985. Dit saldo wordt, naast een mogelijk saldo van het aantal kiezers dat afwezig was in 1985 en aanwezig in 1987, veroorzaakt door de omstandigheid dat er meer nieuwe kiezers zijn dan overleden kiezers. Dit overschot kan niet opgenomen worden in de vermelde substitutiehypothese. Omdat de transitietabellen elk maar één algemeen totaal hebben vormt dit saldo een aparte categorie (nieuwe kiezers) in de 1985-marginaal en worden ze over de verschillende partijen verdeeld voor wat betreft de uitslag van 1987 (vandaar de 8 × 7 tabel). Daardoor zijn de proporties behaalde stemmen per partij in de 1985-marginaal naar verhouding iets lager dan de verkiezingsuitslag van 1985. De bewerking houdt in dat de in de steekproeven waargenomen nieuwe kiezers evenredig gereduceerd worden zodat hun marginaal totaal overeenkomt met het saldo.

Het is aan de aldus berekende marginaal van 1985 dat de transitietabellen worden aangepast.

We beschikken nu over exacte verdelingen in de marginalen (onder de substitutiehypothese) maar de cellen binnen de tabel moeten nu nog aangepast worden. Hiervoor wordt gebruik gemaakt van de « klassieke toepassing » van het « Iterative Proportional Fitting » algoritme (IPF).

---

(4) Deze « substitutiehypothese » is niet zo onaannemelijk dan men op het eerste zicht zou denken. Uit een onderzoek bij jonge kiezers van 18-25 jaar over geheel Vlaanderen uitgevoerd in 1987 in opdracht van ISECO vzw blijkt bijvoorbeeld dat iets meer dan 55 % van de jongeren voor dezelfde partij stemmen als hun ouders. In het onderzoek van BILLIET en HUYSE in sommige kandidaturen van de K.U. Leuven en de Limburgse Economische Hogeschool heeft eveneens meer dan 50 % van de studenten hetzelfde stemgedrag als hun ouders.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

De zgn. hoofdeffecten van de transitietabellen worden herschat met behoud van de geobserveerde associatie-effecten. Het geheel levert maximum likelihood-schattingen op (5). In alle toepassingen van het IPF-algoritme binnen deze studie zakte het convergentiecriterium onder 0.0001.

1.5. *Het samenvoegen van de twee onafhankelijke steekproeven.*

Na aanpassing van de transitietabel van elk der steekproeven aan de verkiezingsresultaten 1985 en 1987 werd m.b.v. loglineaire modelfitting nagegaan of ze mogen samengevoegd worden. De twee tabellen kunnen beschouwd worden als één tabel die opgesplitst is in twee subtabellen volgens een derde variabele, met name de « steekproef ». Er wordt nagegaan of deze tabel samentrekbaar (« collapsible ») is over de derde variabele. Men mag samentrekken over de twee categorieën van de variabele « steekproef » indien blijkt dat ieder der twee overige variabelen afzonderlijk, én hun associatie, onafhankelijk zijn van de variabele « steekproef » (6). Dit bleek het geval te zijn. Tabel II toont enkele modellen die gefit werden om na te gaan of de hypothese van onafhankelijkheid opgaat.

TABEL II

Enkele gefitte modellen m.b.t. de « samentrekbaarheid » van de tabel « verkiezing 1985 (O) × verkiezing 1987 (D) volgens steekproef (S) »

Model	*df*	L^2	*Prob.*
(1) SO, SD, OD	42	50,18	0,1808
(2) SO, OD	49	50,18	0,4262
(3) SD, OD	48	50,18	0,3869
(4) S, OD	55	50,18	0,6588

Uit deze tabel blijkt dat noch het opnemen noch het weglaten van het effect van de variabele « steekproef » van enige invloed is op de berekende log-likelihood (L^2). Model (1) laat zien dat het interactie-effect (SOD) niet significant is. De tabel mag bijgevolg samengetrokken worden over de variabele « steekproef ».

1.6. *Het « mover-stayer » model.*

De technische schattingsaspecten van het mover/stayer model werden reeds besproken in vroegere publikaties (7). We beperken ons hier tot

(5) Y. BISHOP, *et al.*, *art. cit.*, blz. 83-102 ; M. SWYNGEDOUW, *art. cit.*, blz. 264.
(6) Y. BISHOP, *et al.*, *op. cit.*, blz. 47-48.
(7) M. SWYNGEDOUW, *op. cit.*, blz. 267-268 ; M. SWYNGEDOUW, A. pilot study of Portuguese electoral shifts : 1976-1982. In : *Quality and Quantity*, 21, 1987, blz. 153-175.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

de definitie van beide type kiezers. Trouwe kiezers of « stayers » zijn kiezers die *tussen de verkiezingen 1985 en 1987* niet van partij zijn gewijzigd. De vlottende kiezer of « mover » verandert van categorie (partij/optie), van één punt in de tijd (verkiezingen 1985) naar het ander (verkiezingen 1987), onafhankelijk van zijn vroegere responscategorie. De vlotters kunnen dus van om het even welke partij naar om het even welke andere partij verschuiven. De kwalificatie « mover » in het model verwijst naar een latente trek. D.w.z. dat zij niet noodzakelijk werkelijk verschuiven. Er worden immers ook vlotters op de diagonaal geschat onder het quasi-onafhankelijkheidsmodel. Als we het hebben over « manifeste movers » of vlotters dan verwijzen we naar de vlotters die werkelijk van partij veranderd zijn.

1.7. *De nieuwe en de weggevallen kiezers.*

De substitutiehypothese die gehanteerd wordt bij de aanpassing van de transitietabellen aan de verkiezingsuitslag 1985 en 1987 leidt ertoe dat enerzijds de nieuwe kiezers binnen de steekproef ingeschat worden ter grootte van het saldo kiezers in 1987 t.o.v. 1985. Dit is een onderschatting van het aantal nieuwe kiezers, maar men krijgt wel een zicht op de verdeling van deze nieuwe kiezers over de verschillende partijen in 1987. Anderzijds zijn de schattingen voor de verschuivingen tussen de partijen lichtjes over- of onderschat naargelang de marginaal 1985 onder- of overschat is voor de betreffende partij. We moeten nochtans met de substitutiehypothese blijven werken vermits het niet precies geweten is hoe de vervangingen binnen elke partij precies verlopen. Deze hypothese is noodzakelijk om de analyse überhaupt door te kunnen voeren.

De omstandigheid dat in 1987 t.o.v. 1985 een aantal kiezers is weggevallen (overleden en weggebleven) en bijgekomen (nieuwe kiezers en kiezers die in 1987 opnieuw opdaagden), doet de vraag rijzen hoe groot de omvang is van de kiezers die in 1987 zowel als in 1985 aan de verkiezingen deelnamen. Een schatting van dit aantal is nodig om de grootte-orde van de effectieve vlotters te kunnen bepalen.

Twee mogelijkheden dienen zich aan. Een eerste mogelijkheid is dat de vervanging van overleden (en afwezige) kiezers door nieuwe kiezers en het saldo van de nieuwe kiezers ook tot de vlotters worden gerekend. We kunnen dan de representatie van elke steekproefeenheid in de populatie exact berekenen door de kiezerspopulatie te delen door de steekproefomvang. Elke steekproefeenheid staat dan voor 1427 eenheden in de populatie. De netto-winst en -verliescijfers voor de verschillende partijen, opties en het saldo nieuwe kiezers, zoals ze te voorschijn kwamen bij de verkiezingen, worden dan op hoogstens een paar honderd eenheden

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

na exact gereproduceerd. Een tweede mogelijkheid bestaat erin bij benadering te berekenen hoeveel kiezers effectief aan beide verkiezingen deelnamen. Eens dit bepaald, kunnen we in grote trekken het totaal der effectieve vlotters tussen de partijen bepalen, d.i. het percentage manifeste vlotters (13,51 %) zoals geschat onder het model. Dit percentage wordt dan berekend op het aantal kiezers dat twee keer heeft deelgenomen.

Aan de hand van de bevolkingsstatistieken, het jaarlijks sterftecijfer, en het aantal afwezige kiezers bij de verkiezingen 1985 en 1987, berekenen we twee extreme aantallen kiezers die effectief aan beide verkiezingen zouden hebben deelgenomen. Deze twee uitersten komen tot stand onder twee extreme hypothesen die aangenomen kunnen worden m.b.t. het gedrag van de afwezige kiezers van 1985 bij de verkiezingen 1987 (komen allemaal wel of allemaal niet opdagen). Aangezien beide hypothesen zeer onwaarschijnlijke situaties veronderstellen is het redelijk om aan te nemen dat een deel van de afwezigen twee keer afwezig waren en dat een ander deel van de afwezigen van 1985 in 1987 wel opdaagden. Aldus bekomt men een schatting van 3.388.452 kiezers die aan beide verkiezingen effectief deelnamen. 13,51 % hiervan zouden op basis van het geselecteerde model manifeste vlotters zijn, d.i. 457.780 ; we ronden af naar 460.000 (8). Deze oplossing reduceert de schattingen van de grootte-orde van het aantal manifeste vlotters binnen de kiezerspopulatie evenredig over alle partijen. Dit impliceert dat we veronderstellen dat in het geselecteerde model alle partijen evenredig overschat zijn m.b.t. de 1985-marginaal, omwille van de vermelde reductie van de « nieuwe kiezers » tot het saldo 1987 t.o.v. 1985.

1.9. *Loglineaire modelselectie.*

De modelselectie binnen de loglineaire modellen verloopt op een andere wijze dan in de studie van 1985. We hanteerden ditmaal een « nieuw » selectiecriterium nl. het « Akaike's Information Criterium » (AIC) (9). Dit criterium wordt gebruikt om de afstand tussen het

---

(9) H. AKAIKE, A New Look at the statistical model identification. In : *IEEE* heeft deelgenomen maakten we gebruik van volgende bronnen : *Bevolkingsstatistieken*, 1986, nr. 1, blz. 25, 32 ; F. VAN MECHELEN, *Sterft Europa uit ?*. Leuven, 1987, blz. 13 ; W. FRAEYS, « Les élections législatives du 13 octobre 1985. In : *Res Publica*, 1986, nr. 2, blz. 213-233. Geïnteresseerden kunnen de exacte berekeningen verkrijgen bij de auteurs.

(9) H. AKAIKE, « A New Look at the statistical model identification. In : *IEEE Transactions on automatic control*, AC-19, 1974, blz. 716-723 ; Y. SAKAMOTO, M. ISHIGURO, G. KITAGAWA, *Akaite Information Criterion Statistics*.. Dordrecht, 1986, blz. 290 ; Y. SAKAMOTO, Efficient use of Akaike's information criterion for model selection in high dimensional contingency table analysis. In : *Metron*, 1982, blz. 257-275 ; L. DAEMEN, *Een nieuwe blik op loglineaire modelselectie*, Bulletin nr. 20 van het Centrum voor dataverzameling en -analyse, Leuven, Departement Sociologie, 1988.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

(onbekende) ware model en de verschillende veronderstelde modellen te beoordelen. Het beste veronderstelde model minimaliseert deze afstand.

Het AIC is gebaseerd op de negatieve entropy, d.i. de Kullbach-Leibler informatiehoeveelheid als een maat van overeenkomst (afstand) tussen het model en de bekende waarschijnlijkheidsdistributie. Er kan aangetoond worden dat die informatiemaat bestaat uit een constante minus de « expected log-likelihood ». Als de ware waarschijnlijkheidsdistributie niet gekend is kan de « log-likelihood » (L^2) van de steekproef gebaseerd op geobserveerde data, gebruikt worden als een niet-vertekende schatter van de « expected log-likelihood ». Omdat deze slechts gebaseerd is op één specifieke steekproefrealisatie, wordt voorgesteld om te werken met de « mean expected log-likelihood » die niet meer bepaald wordt door deze ene realisatie van een steekproef, maar door het ware model, het veronderstelde model en de steekproefomvang. Op het eerste zicht lijkt de « maximum log-likelihood » een goede schatter voor dit gemiddelde. Nochtans is het een vertekende schatter van de « mean expected log-likelihood ». Er kan echter aangetoond worden dat de « maximum log-likelihood » van een model minus het aantal vrije parameters in het model een asymptotisch niet-vertekende schatter van de « mean expected log-likelihood » is. Om historische redenen definieerde Akaike zijn AIC als :

AIC = — 2 × (maximum log likelihood van het model) + 2 × (het aantal vrije parameters in het model).

Een model met een kleinere AIC wordt beschouwd als een beter model, omdat verwacht wordt dat de « afstand » tot het ware model kleiner is. Het model met het MAICE (Minimal AIC Estimation) wordt als het beste beschouwd.

Voor loglineaire kruistabelanalyse, waarbij de traditionele « log-likelihood ratio chi-square » (L^2) en de vrijheidsgraden (df) zijn gegeven, kan eenvoudig een equivalent voor het AIC worden berekend d.m.v. :

$$AIC = L^2 - 2\,df$$

Met equivalent bedoelen we dat beide AIC's gelijk zijn op een constante na. Deze formule geldt ook voor factor-respons loglineaire modellen wanneer alle vergeleken modellen dezelfde gefixeerde onafhankelijke variabelen hebben (10).

---

(10) De gevallen waarin dit niet zo is worden behandeld in M. SWYNGEDOUW, *Explorative log-lineair factor-response analysis of high dimensional tables by a restricted table analysis procedure,* paper accepted for The International Conference on Social Science Methodology, Dubrovnic, 30.5-6.6.1988.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

Aangezien uit bovenstaande formule voor de toepassing van het AIC bij loglineaire modellen blijkt dat het AIC de log-likelihood « corrigeert » voor het aantal vrijheidsgraden, kan het AIC ook als een formalisering voor het heuristische begrip « spaarzaamheid » binnen de exploratieve loglineaire analyse gelden.

Bij de analyse van de verschuivingen tussen de verschillende partijen is het niet mogelijk om alle mogelijke quasi-onafhankelijkheidsmodellen te testen om zo het MAICE te bepalen. Daarom wordt als volgt te werk gegaan. Indien het quasi-onafhankelijkheidsmodel (diagonaal uitgesloten) — m.a.w. het volledige « mover-stayer » model — aanvaardbaar is, stopt de analyse. Indien niet, dan wordt een strategie gevolgd op basis van de gestandaardiseerde residuelen, die laten zien welke cellen significante afwijkingen vertonen t.o.v. het gespecificeerde model. Het AIC wordt gebruikt om de verschillende modellen met elkaar te vergelijken.

Bij de analyses naar de « partijvoorkeur » en de « kans op verschuiven » werden alle mogelijke factor-respons modellen gefit via het computerprogramma LOG-SCAN (11) en werd het MAICE-model uitgekozen.

1.10. *De interpretatie van de loglineaire relaties.*

Eén van de problemen met loglineaire analyse is dat de resultaten moeilijk te interpreteren zijn. Kansen hebben als nadeel dat ze intuïtief niet zo duidelijk zijn voor de leek in tegenstelling tot bv. percentages. Daarenboven geven odds-ratios (kansverhoudingen) relatieve verschillen weer, wat iets anders is dan absolute verschillen. Gebruik makende van een recent ontwikkelde interpretatiestrategie (12) voor geschatte loglineaire parameters geven we absolute effecten uitgedrukt in percentages.

1.11. *De onafhankelijke variabelen.*

De onafhankelijke variabelen die in deze studie gebruikt worden zijn volkomen analoog met de studie van 1985. De verantwoording van de constructie van de variabelen kan daar worden gevonden. De verschillende variabelen en hun categorieën zijn de volgende :

Geslacht : Man, vrouw.

Leeftijd : 18-35 jaar, 36-45 jaar, 46 jaar en ouder.

---

(11) L. DAEMEN, LOG-SCAN. *A program to select loglinear models by minimizing Akaike's Information Criterium, Version 1.0,* Department of Sociology, K.U Leuven.

(12) L R. KAUFMAN, P.G. SCHERVISH, Using adjusted crosstabulations to interpret loglinear relationships. In : *American Sociological Review,* oct. 1986, blz. 717-733.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

Beroep : Laag (arbeiders, bedienden en ambtenaren).
Hoog (kaders, vrije beroepen, zelfstandigen en hogere ambtenaren).
Niet-actieven (studerenden, huisvrouwen, gepensioneerden, enz...).

2. De resultaten van de analyses.

Aan de basis van de analyse ligt het zgn. « mover/stayer model ». Gegeven de problematiek van de vervanging van « nieuwe » data door « weggevallen » kiezers, worden — om een betere kijk op het impact van de verschuivingen te krijgen — twee cijfers gegeven. Het *eerste* cijfer heeft betrekking op het berekende benaderend effectief van kiezers die aan de twee verkiezingen deel hebben genomen (13). Het *tweede* cijfer is berekend op basis van het model, gegeven de substitutiehypothese. Het is waarschijnlijk overbodig te stellen dat het in de twee gevallen om de *orde van grootte* gaat in welke omgeving het werkelijk aantal zich bevindt. De grafieken tonen steeds de schattingen onder het model, gegeven de substitutiehypothese. Indien het verschil tussen beide schattingen klein is staat er slechts één cijfer. Alle cijfers zijn afgerond. De terminologie « nieuwe kiezer » in de grafieken slaat zoals gezegd op de nieuwe kiezer geobserveerd in de steekproef en ingeschat ter grootte van het saldo kiezers 1987 t.o.v. 1985.

2.1. *Het « mover/stayer » model.*

Het volledige « mover/stayer » model, d.w.z. met enkel de diagonaal uitgesloten van de fitting van het onafhankelijkheidsmodel, leverde volgend resultaat op :

Model	*df*	L^2	*Prob.*	*AIC*
O,D	35	81,68	0,000	11,68

Voor i + j (0 staat voor verkiezingen 1985 en D voor verkiezingen 1987).

De uiteengezette selectiestrategie leverde een quasi-onafhankelijkheidsmodel op, waarbij naast de diagonaal volgende cellen dienden uitgesloten te worden : CVP (85) - PVV (87), PVV (85)- CVP (87), CVP (85) -

(13) In tegenstelling tot de schattingen onder het model waarin alle verlies ergens terechtkomt als winst, zal dit bij de cijfers die de gecorrigeerde grootte-orde weergeven niet meer exact mogelijk zijn.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

VU (87), Andere (85) - VU (87), Andere (85) - Agalev (87), Blanco/Ongeldig (85) - Agalev (87) en Blanco/Ongeldig (85) - Andere (87). In alle gevallen bleken deze bewegingen in het kiezerskorps *meer* voor te komen dan kan verwacht worden onder (quasi) onafhankelijkheid.

Model	*df*	L^2	*Prob.*	*AIC*
O,D	28	19,30	0,887	— 36,7

Voor i ≠ j en andere uitgesloten cellen (zie tekst).

De beste schattingen voor deze uitgesloten cellen, zijn hun geobserveerde waarden. De geschatte parameters van bovenstaand model, uitgedrukt in beta-waarden zijn de volgende :

$\theta = 4{,}6381$

	CVP	*PVV*	*SP*	*VU*	*Agalev*	*Andere*	*Blanco/ongeldig*	*Nieuw*
					1985			
$\hat{\beta}$	2,551	0,878	1,841	1,559	1,117	0,404	0,533	0,647
					1987			
$\hat{\beta}$	1,307	1,059	1,965	1,115	1,175	0,536	0,523	—

TABEL III

Verwachte waarden zoals berekend onder het « best passende model »

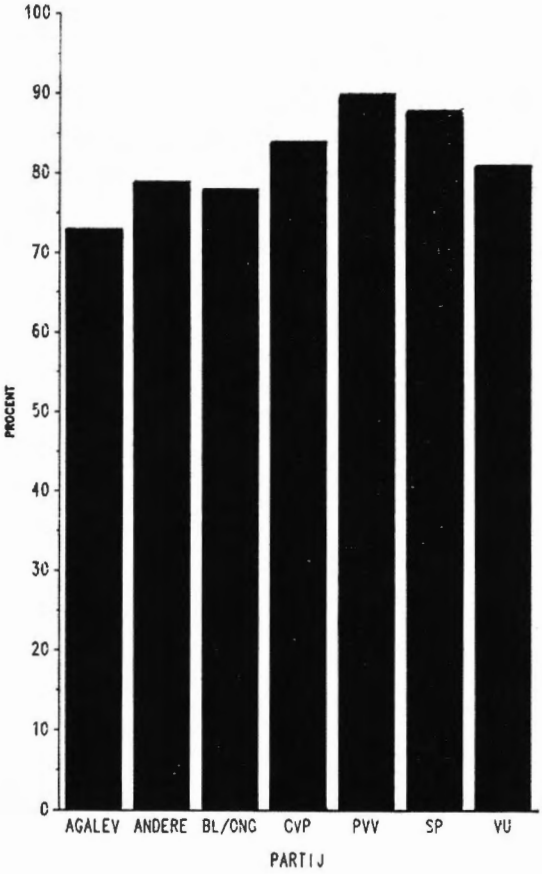
1985	*1987*						
	CVP	*PVV*	*SP*	*VU*	*Agalev*	*Andere*	*Blanco/ ongeldig*
CVP	15,5*	37,43**	23,3	26,39**	13,9	6,3	6,2
PVV	14,54**	4,3*	8,0	4,5	4,8	2,2	2,1
SP	11,2	9,0	16.8*	9,5	10,0	4,6	4,5
VU	9,5	7,7	14,2	8,1*	8,5	3,9	3,8
Agalev	6,8	5,5	10,2	5,8	6,1*	2,8	2,7
Andere	2,4	2,0	3,7	5,7**	9,0**	1,0*	1,0
Blanco/ ongeldig	3,2	2,6	4,9	2,8	15,4**	10,3**	1,3*
Nieuwe	3,9	3,2	5,9	3,3	3,5	1,6	1,6

* Cellen uitgesloten bij de berekening van de modelparameters (latente vlotters).
** Geobserveerde waarden.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

2.1. *De trouwe kiezers.*

Ongeveer 13 à 16 % van de 3,6 miljoen kiezers is op 13 december 1987 vermoedelijk van partij veranderd t.o.v. oktober 1985. Dit is lager dan twee jaar geleden (20 %). Het aantal trouwe kiezers bedraagt 87 à 84 %. Onder trouwe kiezers verstaan wij degenen die in 1987 stemden zoals in 1985.



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

Omgerekend naar procenten (onder het model) t.o.v. het aantal stemmen per partij behaald in 1985 krijgen we de volgende percentages trouwe kiezers per partij op 13 december 1987.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

CVP	*PVV*	*SP*	*VU*	*Agalev*	*Andere (1)*	*Blanco/ongeldig*
84,3	90,1	88,4	81,3	73,0	78,5	77,7

Op 13 oktober 1985 (t.o.v. 1981) was dit :

CVP	*PVV*	*SP*	*VU*	*Agalev*	*Andere (1)*	*Blanco/ongeldig*
84,2	67,1*	90,6	57,2*	81,6**	40,22	86,8*

* Significant verschil bij 95 % betrouwbaarheidsinterval rond $\hat{p}$ (1985).

** Bij Agalev is het verschil tussen 1987-1985 en 1985-1981 niet significant omwille van het kleine aantal in de steekproef in 1985 m.b.t. het stemgedrag van 1981.

Meest opvallend is de toegenomen trouw van de PVV-kiezers die de eerste plaats hebben overgenomen van de SP. Ook bij de VU en de kleine partijen (vooral Vlaams Blok) zijn er meer kiezers trouw gebleven.

Hoewel strikt genomen niet significant, is de daling van het aantal trouwe kiezers voor Agalev opvallend gegeven de stijgende trend die deze partij vertoont. Dit betekent dat deze stijging d.m.v. een grotere in- en uitvloei tot stand kwam dan bij de verkiezingen 1981-85.

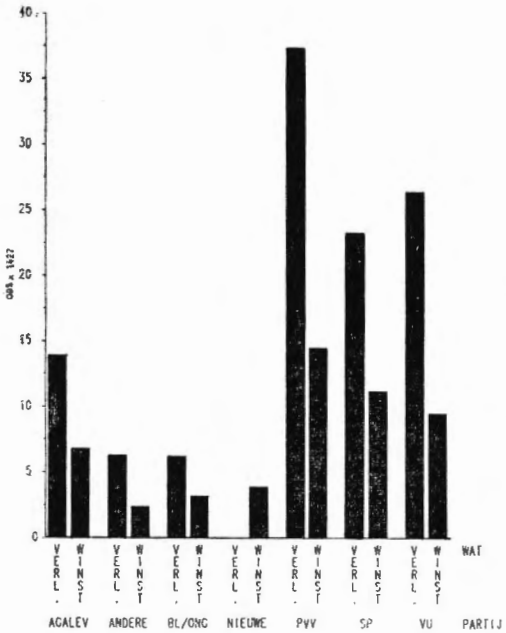
De spectaculaire groei van de trouwe kiezers bij de andere kleine partijen geeft aanleiding tot de hypothese dat enerzijds klein links op het niveau aanbeland is dat dit nog quasi uitsluitend op trouwe kiezers kan rekenen en anderzijds dat in 1985 het Vlaams Blok een categorie trouwe kiezers heeft verworven. In de vorige studie was het opvallend dat het Vlaams Blok globaal vooruitging maar over slechts 50 % trouwe kiezers beschikte.

2.2. *De verschuivingen tussen de partijen : Wie wint en verliest van wie ?*

We bespreken hier enkel de resultaten van de vijf grootste partijen (14). De Christelijke Volkspartij verloor op alle fronten. In het totaal ligt het brutoverlies in de grootte-orde van 152.000 à 162.000. Hiervan ging volgens onze schattingen 33 % naar de PVV, en verder in afnemende volgorde naar de VU (23,3 %), de SP (20,5 %), Agalev (12,3 %), de kleine partijen (5,6 %) en blanco/ongeldig (5,5 %).

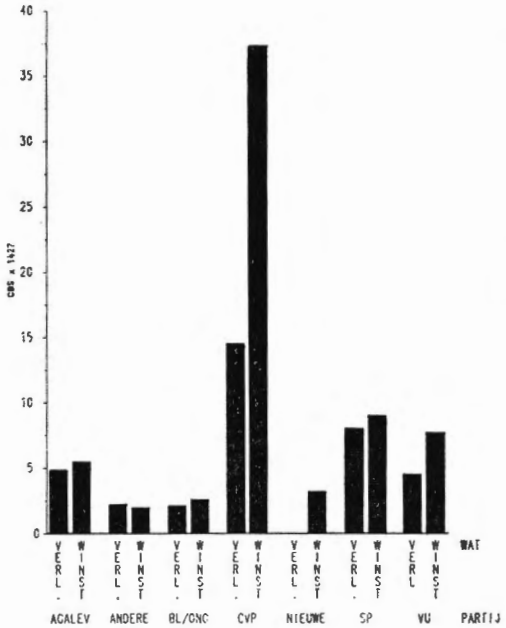
(14) Voor de kleine partijen en blanco / ongeldig verwijzen we naar het rapport : M. SWYNGEDOUW en J. BILLIET, *Van 13 tot 13. Analyse van de veranderingen in het kiesgedrag in Vlaanderen 1985-1987.* K.U. Leuven, Departement Sociologie en Erasmus Universiteit Rotterdam, BMG, 1988.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker



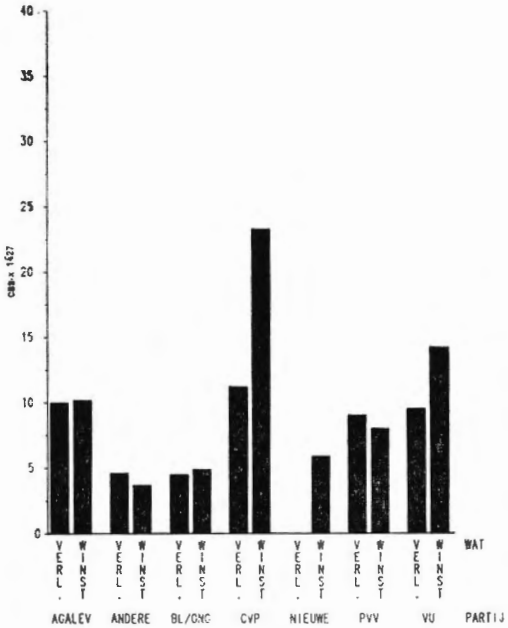
GRAFIEK 2.

Verschuivingen : winst en verlies CVP.



GRAFIEK 3.

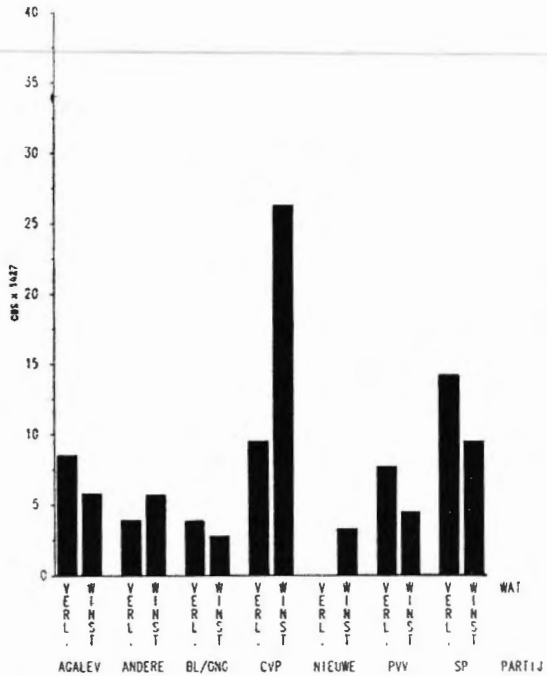
Verschuivingen : winst en verlies PVV.



GRAFIEK 4.

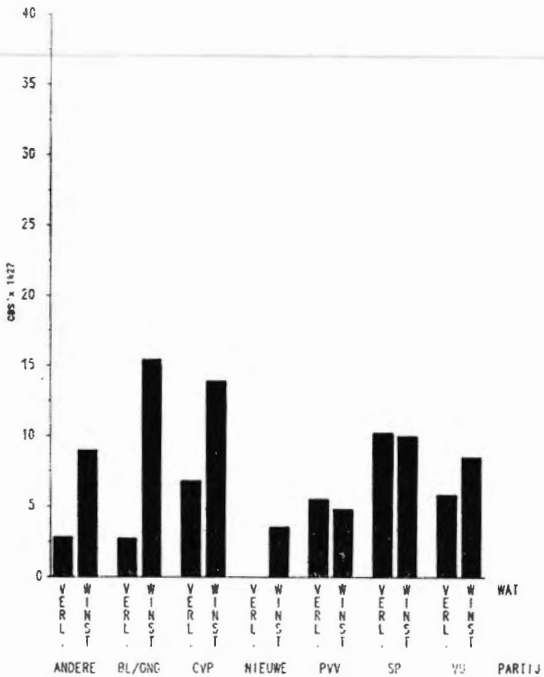
Verschuivingen : winst en verlies SP.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor academische doeleinden.



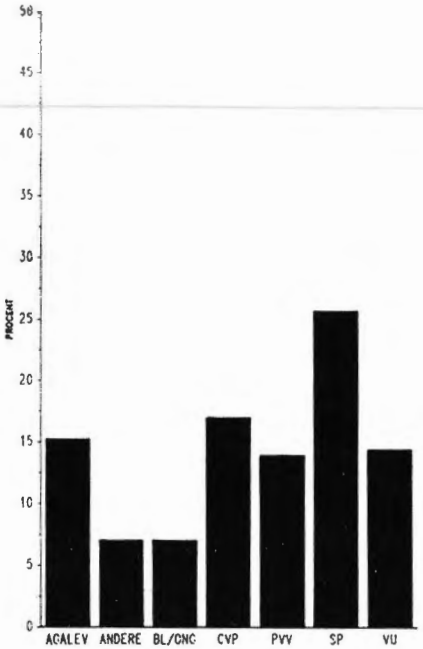
GRAFIEK 5.

Verschuivingen : winst en verlies VU.



GRAFIEK 6.

Verschuivingen : winst en verlies Agalev.



GRAFIEK 7.

Procentuele verdeling nieuwe kiezers over alle partijen en opties.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

Anderzijds kreeg de CVP ook stemmen terug. Dit ramen we op ongeveer 64.000 à 73.500. Daarvan komt 30,6 % van de PVV en verder in volgorde, van de SP (23,5 %), de VU (19,9 %), Agalev (14,3 %), de kleine partijen (5 %) en blanco/ongeldig (6,7 %).

Bijgevolg kan het nettoverlies van de CVP als volgt geraamd worden : 30.500 à 32.500 nettoverlies aan de PVV en verder in volgorde aan de VU 23.000 à 24.000, aan de SP 16.000 à 17.000, aan Agalev 9.500 à 10.000. Aan de kleine partijen schommelt dit rond de 5.500 en aan blanco/ongeldig om de 4.000.

De verschuivingen tussen CVP en SP zijn iets uitgesprokener in vergelijking met 1985. De nettowinst van de PVV daarentegen is juist tegenovergesteld aan 1985. Toen werd het nettoverlies van de PVV aan de CVP op meer dan het dubbele van de huidige nettowinst van de PVV, afkomstig van de CVP, geschat.

De Partij voor Vrijheid en Vooruitgang die als winnaar uit de stembusslag te voorschijn kwam — hoewel Agalev nog 1/10 procentpunt meer vooruitging in Vlaanderen — won naar onze schatting bruto 86.000 à 96.000 kiezers. Daarvan komt 58,3 % van de CVP en verder in volgorde, van de SP (14 %), de VU (12 %), Agalev (8,5 %), blanco/ongeldig (4,1 %) en de kleine partijen (3,1 %).

Maar de PVV verloor ook stemmen aan andere partijen, namelijk in de grootte-orde van 48.500 à 51.500. Ongeveer 40,3 % daarvan ging naar de CVP en verder in volgorde naar de SP (22,2 %), Agalev (13,3 %), de VU (12,5 %), de kleine partijen (6,1 %) en naar blanco/ongeldig (5,8 %).

Naast de nettowinst ten nadele van de CVP (30.500 à 32.500) krijgt de PVV in volgorde netto stemmen van de VU (ongeveer 4.500), de SP (ongeveer 1.500) en vermoedelijk ook nog een klein aantal van Agalev en van blanco/ongeldig.

In tegenstelling tot de periode 81-85 blijkt de verhouding PVV-Agalev gewijzigd. Toen kon het nettoverlies van de PVV aan deze partij op ongeveer 6.500 geschat worden. Nu dienen we te spreken van een status quo eventueel een lichte winst voor de PVV. Het aanzienlijk verlies van de PVV aan de SP in 1985 zou nu omgezet zijn in een bijna evenwicht (of lichte winst voor de PVV).

De brutowinst van de Socialistische Partij kan geraamd worden in de orde van grootte van 86.000 à 100.000. Dit komt grotendeels van de CVP (36,3 %) en verder in volgorde, van de VU (22,2 %), Agalev (15 9 %), de PVV (12,5 %), de kleine partijen (5,8 %) en blanco/ongeldig (7,6 %).

Maar ook bij de SP is er verlies (nl. 65.500 à 69.500) te noteren : 22,6 % aan de CVP en verder aan Agalev (20,5 %), de VU (19,5 %),

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

de PVV (18,4 %) en rond de 9 % aan de kleine partijen en blanco/ongeldig.

De SP kreeg bijgevolg naast de nettowinst ten nadele van de CVP (16.000 à 17.000), ook nog eens 6.000 à 6.500 kiezers van de VU. In tegenstelling tot 1985 kon de SP haar nettoverlies aan Agalev wegwerken. Winst en verlies zijn quasi in evenwicht.

De brutowinst van de Volksunie ligt vermoedelijk in de grootte-orde van 73.000 à 82.500 en een brutoverlies rond de 64.000 à 68.000. De VU haalt bijna de helft van haar winst bij de CVP (48,3 %), rond 17,3 % bij de SP en ongeveer 10,5 % bij Agalev en kleine partijen. De VU heeft nog iets minder gewonnen van de PVV (8,2 %).

Het verlies van de VU gaat vooral naar de SP (29,9 %) en verder naar de CVP (20 %) en ongeveer evenveel naar Agalev en de PVV (16,2 % en 17,9 %).

Voor de nettoresultaten van de VU dienen we enkel nog de nettowinst van de kleine partijen (ongeveer 2.500) en het nettoverlies aan Agalev (ongeveer 4.000) en blanco/ongeldig (ongeveer 1.500) te vermelden.

Agalev won naar onze schatting bruto zo'n 83.000 à 93.000 stemmen, maar verliest er ongeveer 45.000. De rekening van Agalev is al grotendeels gemaakt. Vermelden we nog een nettowinst van de kleine partijen van 8.000 à 9.000 stemmen, en, het meest opvallende, een nettowinst van 17.000 à 18.000 van voorheen blanco/ongeldig. Agalev blijkt een gedeelte van de kiezers die afhaakten te recupereren.

2.3. *De nieuwe kiezers.*

Zoals gezegd werd het stemgedrag van de nieuwe kiezers ingeschat op basis van het saldo nieuwe kiezers in de transitietabel. Deze kiezers namen voor de eerste maal deel aan de verkiezingen. Ook hier geven de percentages een orde van grootte weer. De SP krijgt 25,7 % van deze categorie kiezers, de CVP 17 % en verder Agalev 15,2 %, de PVV 13,9 %, de VU 13,4 % en tenslotte de kleine partijen en de blanco/ongeldig ongeveer 7 %.

3. **De partijvoorkeur op 13 december 1987.**

De partijvoorkeur in 1987 werd geanalyseerd naar leeftijd, beroep en geslacht. Uit een test op de vergelijkbaarheid van de beide steekproeven bleek dat deze niet vergelijkbaar waren m.b.t. de achtergrondsvariabele « beroep ». We besloten dan ook verder te werken met één van beide steekproeven. Deze steekproef werd gewogen naar het gecombineerd effect van geslacht en leeftijd. Het computerprogramma LOG_SCAN fit alle

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

mogelijke factor-respons modellen. In unieke situaties bestaat de mogelijkheid dat lege cellen ervoor zorgen dat de oplossing « pervers » is ; dat komt tot uiting door nulschattingen in bepaalde cellen van de verwachte waarden. Om die reden, evenals om te voorkomen dat eventuele lege marginale totalen zouden optreden, moeten de lege geobserveerde cellen weggewerkt worden. Dit gebeurt d.m.v. pseudo- bayes schattingen met een uniforme a priori probabiliteitsmatrix. Er werd ook een aanpassing aan de verkiezingsuitslag 1987 doorgevoerd d.m.v. « Iterative Proportional Fitting ».

Uit de analyse blijkt dat de partijvoorkeur fluctueert in functie van de leeftijd en in functie van een combinatie van sekse én beroep. D.w.z. dat het verband tussen beroepscategorie en partijvoorkeur verschilt naargelang van de sekse van de kiezer.

We bespreken achtereenvolgens de partijvoorkeur (P) naar leeftijd (L) en de partijvoorkeur naar beroep (B) én sekse (G).

Model	*df*	L^2	*Prob.*	*AIC*
BLG, PI, PBG	60	68,03	0,2228	11922,93

De parameterschattingen onder dit model kunnen op twee elkaar aanvullende wijzen worden voorgesteld. Vooreerst de absolute effecten van de verschillende significant bevonden variabelen. Dit gebeurt aan de hand van de gepercenteerde tabellen. Dit vereist een kruistabel van de significante associaties die aan de vereiste voldoet dat ze dezelfde karakteristieken vertoont als hetgeen we zouden verkregen hebben onder de multivariate analyse, en die dezelfde marginalen heeft als de geobserveerde (samengetrokken) tabel. M.a.w. de kansverhoudingen binnen deze bivariate (samengetrokken) tabel moeten dezelfde zijn als deze die men heeft berekend om de multivariate resultaten te interpreteren. Of zoals Kaufman en Schervish (15) het kernachtig uitdrukken : « The gross effets in this table exactly reproduce the net effects of the independent variable on the dependent variable(s) in the larger multivariate table ». Eens deze tabel geconstrueerd — d.w.z. dat ze de relevante odds-ratios en de correcte marginalen heeft — trekt men de relevante rij- of kolompercentages. De interpretatie ligt dan voor de hand.

Er zijn verschillende wijzen waarop zulk een tabel kan bekomen worden. Wij gebruikten de IPF-procedure met als data de geobserveerde (samengetrokken) kruistabel en als startwaarden de multiplicatieve parameters

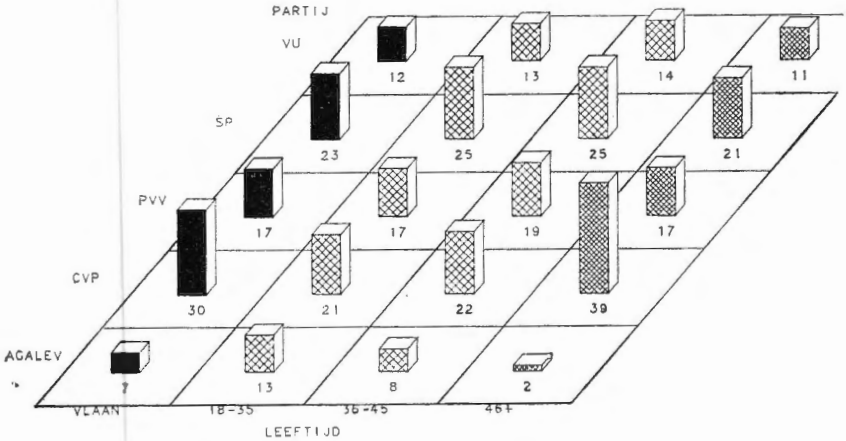
(15) L.R. KAUFMAN en G.P. SCHERVISH, *art. cit.*, blz. 722.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

voor de onafhankelijke variabele op de afhankelijke variabele. In de volgende paragraaf gebeurt hetzelfde voor een interactie; het principe is analoog aan dat voor een associatie, maar aangepast voor een interactie (16). Vervolgens kunnen de parameterschattingen ook relatief voorgesteld worden a.d.h.v. « generalized odds-ratios ». Omwille van plaatsgebrek en gezien de bekomen informatie quasi analoog is, beperken we ons tot de absolute effecten.

3.1. *Partijvoorkeur naar leeftijd.*

Voor de vijf grootste partijen geeft grafiek 8 het absolute effect van de variabele leeftijd op de partijvoorkeur, uitgedrukt in (afgeronde)



GRAFIEK 8. — Partijvoorkeur volgens leeftijd.

percentages. Een bijkomende kolom geeft de (afgeronde) procentuele uitslag van de betreffende partijen over geheel Vlaanderen (zonder Brussel-Halle-Vilvoorde). Vooral de CVP en Agalev blijken leeftijdsgevoelig te zijn in hun kiezers. De CVP haalt meer dan gemiddeld haar stemmen bij de 46+ jarigen, nl. 39 % en aanzienlijk minder dan gemiddeld bij de 18-35 jarigen (21 %). Bij Agalev ligt dit juist omgekeerd. Absoluut haalt Agalev meer dan gemiddeld zijn stemmen bij de 18-35 jarigen nl. 13 % en slechts 2 % bij de 46+ jarigen. Alle andere partijen scoren absoluut gezien gelijkmatig over de verschillende leeftijdscategorieën.

---

(16) Zie L.R. KAUFMAN en G.P. SCHERVISH, *art. cit.*, blz. 723 e.v.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

3.2. *Partijvoorkeur naar beroep én geslacht.*

De loglineaire modellen waarmee gewerkt wordt zijn hiërarchisch van aard. Dit betekent dat als een interactie wordt opgenomen, automatisch ook de associaties opgenomen worden die in het betreffende interactie-effect vervat zitten. Dit wil zeggen dat het effect PBG ook verwijst naar PB en PG. Wat PG betreft, nl. geslacht op partijvoorkeur moeten we opmerken dat het kenmerk geslacht op zichzelf geen significante invloed heeft op partijvoorkeur. Op het 95 % significantieniveau is binnen deze bivariate associatie geen enkele geschatte parameter significant. Binnen de associatie PB, partijvoorkeur-beroep is dit wel het geval, namelijk voor de PVV waarvoor er significant meer kans is op een stem bij de kaders, vrije beroepen en zelfstandigen en de SP waarvoor er significant meer kans is op een stem bij de arbeiders, bedienden en lagere ambtenaren, en kiezers zonder beroep.

Nochtans moet het geheel bekeken worden, namelijk het verband beroep-partijvoorkeur binnen de twee sesken.

Hiertoe worden de multiplicatieve parameters van de verschillende associaties en de interactie met elkaar vermenigvuldigd voor de corresponderende categorieën.

Grafieken 11 en 12 geven de absolute effecten, uitgedrukt in afgeronde percentages, weer van beroep op partijvoorkeur voor respectievelijk de mannen en de vrouwen.

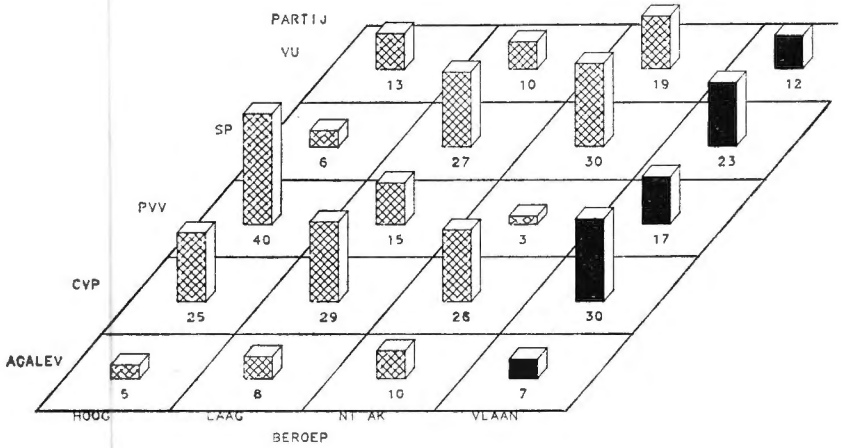
De CVP scoort algemeen genomen iets lager bij de mannen en dan voornamelijk bij de mannelijke kaders, vrije beroepen en zelfstandigen, en de mannen zonder beroep (25 %). Bij de vrouwelijke kiezers, arbeiders, bedienden en lagere ambtenaren, en degenen zonder beroep scoort de CVP hoger dan haar algemeen stempercentage (respectievelijk 31,87 en 34,23 %).

De PVV scoort uitzonderlijk laag bij de mannen zonder beroep. Haar aandeel binnen deze categorie beloopt slechts 3,41 %. Uitzonderlijk hoog doet zij het daarentegen bij zowel de mannelijke als de vrouwelijke kaders, vrije beroepen en zelfstandigen (40,22 en 32,84 %). Bij de vrouwen zonder beroep behaalt zij ongeveer haar algemeen stempercentage.

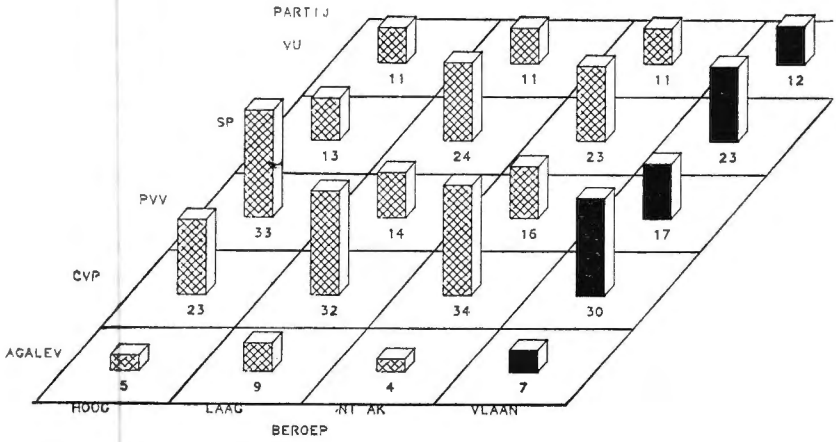
Voornamelijk de mannelijke kaders, vrije beroepen en zelfstandigen (5,7 %) en in mindere mate de vrouwelijke kiezers uit deze categorie (13,19 %) laten het afweten voor de SP. Uitgesproken boven het algemeen gemiddelde zitten de mannelijke arbeiders, bedienden en lagere ambtenaren (27,25 %), en de mannen zonder beroep (30,45 %).

Enkel de mannen zonder beroep scoren beduidend hoger (19,38 %) dan het algemene stemmenpercentage voor de VU.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker



GRAFIEK 9. — Partijvoorkeur volgens beroep bij mannen.



GRAFIEK 10. — Partijvoorkeur volgens beroep bij vrouwen.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

Bij de mannen en de vrouwen met een laag beroepsniveau scoort Agalev beter dan zijn gemiddelde (8,2 en 8,85 %), evenals bij de mannen zonder beroep (9,8 %).

Besluit. Een sociologische verklaring van de veranderingen in het kiesgedrag.

De resultaten van de analyse kunnen op zichzelf interessant zijn als beschrijving van de veranderingen in het kiesgedrag, maar ze laten nog verschillende interpretaties toe. Werkelijk inzicht is maar mogelijk als de statistische analyse geconfronteerd wordt met modellen van theoretische verklaring. Dit gebeurt in wisselwerking. Wij zullen nu bij wijze van besluit ons verklaringsmodel voorstellen en aanduiden op welke punten het aangescherpt en gecorrigeerd is na 13 december 1987. Bij de interpretatie wordt ook rekening gehouden met onze opeenvolgende enquêtes in verscheidene faculteiten van de K.U. Leuven.

Als sociologen hanteren wij uiteraard een sociologische theorie als verklaring van veranderingen in het kiesgedrag. Het feitelijk kiesgedrag wordt bepaald door een veelheid van factoren waaronder uiteraard *politieke* factoren zoals het gevoerde beleid, de partij-organisatie in de verschillende arrondissementen, de kandidaten in elk arrondissement (hun permanente activiteit, hun campagne) enz... Daarnaast zijn er *maatschappelijke* factoren zoals de wijze waarop mensen georganiseerd zijn (bv. de verzuiling), het culturele klimaat (de dominantie van bepaalde waarden), de socio-economische toestand (de verdeling der goederen over de bevolkingsgroepen), de intensiteit van conflicten enz... Het succes (of falen) van politieke partijen, gemeten aan winst- en verliescijfers is het resultaat van een complexe inwerking van al deze factoren. Zo zijn bijvoorbeeld sommige partijkenmerken positief op voorwaarde dat bepaalde voorwaarden in de omgeving vervuld zijn.

Onze verklaring zal uiteraard slechts heel beperkt zijn. Ze heeft betrekking op slechts enkele maatschappelijke factoren. Wij hebben alleen oog voor de globale trends (de analyse gebeurt op het niveau van Vlaanderen, zonder Brussel, Halle en Vilvoorde) en niet voor de lokale variaties die zich rond deze trend afspelen. Om die bij de verklaring te betrekken zou de analyse moeten gebeuren op niveau van de arrondissementen.

Voor die globale trend van de jaren tachtig voeren wij de volgende verklaringselementen aan (17) :

---

(17) J. BILLIET en K. DOBBELAERE, Naar een desinstitutionalisering van de Christelijke zuil. In : K. DOBBELAERE, L. VOYE, J. BILLIET en J. REMY (eds), *België en zijn Goden*, Leuven, 1985, blz. 129-164 ; J. BILLIET, De complexe relaties tussen de CVP en de Christelijke zuil. In : *Kultuurleven*, 1987, nr. 5, blz. 424-434.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

1. De toestand van de verzuiling, meer in het bijzonder de interne desintegratie van de katholieke zuil.
2. Het cultureel klimaat, met name de affiniteit tussen neo-liberalisme en de yuppie-cultuur.
3. De sociaal-economische toestand met de verscherpte uittekening van een duale samenleving.
4. De verscherpte communautaire tegenstellingen. Deze tegenstellingen speelden ook een rol in 1978 (nà Egmont), maar de verschuivingen waren toen in de omgekeerde richting.

De toestand van de verzuiling : desintegratie.

Het aantal deelnemers aan katholieke organisaties en diensten is niet afgenomen maar onderhuids is wel een en ander aan het gebeuren. In het midden van de jaren zeventig is men in de christelijke « wereld » in staat geweest om met succes het tanend kerks-katholicisme te vervangen door de zgn. sociaal-culturele christenheid, d.i. een geheel van waarden die de christen-democratie niet alleen een eigen specifiek profiel gaven maar dat bovendien erkend werd door het georganiseerd katholicisme. De christelijke zuilorganisaties en de CVP hadden als het ware een monopolie over waarden als o.m. medemenselijkheid, zorgzaamheid, bekommernis voor de zwakken enz. Dit sloot goed aan bij brede lagen binnen de christelijke organisaties.

Deze situatie is grondig veranderd. Dit aspect van de christen-democratische « identiteit » is na 6 jaar deelname aan Rooms/Blauwe coalities met een (bewuste ?) lage profilering van de partij vrijwel onzichtbaar geworden. Andere partijen zoals de SP en Agalev spelen veel duidelijker in op de vermelde waarden. Vandaar de aantrekkingskracht van Agalev in middens van katholieke jeugdbewegingen en professionelen uit de zachte sectoren van de christelijke zuil. Vandaar ook de aantrekkingskracht van de SP in sommige geledingen die traditioneel aansluiting hadden bij christelijke organisaties (christelijke werklozen, arbeiders, gepensioneerden). De nettoverliezen van de CVP bij de lagere beroepscategorieën en de niet-actieven boven 46 jaar (75 % van het CVP nettoverlies aan SP bij de + 45-jarigen ; 83 % van het netto-verlies aan Agalev bij de 18-45 jarigen) kunnen hier een aanwijzing toe zijn (18). Tijdens twee opeenvolgende verkiezingen heeft de SP netto bijna 25.000 à 30.000 kiezers van de CVP overgenomen ; een feit dat niet gezien wordt wanneer men alleen over kantonnale gegevens beschikt.

---

(18) Deze cijfers zijn afkomstig uit het rapport « Van 13 tot 13 », waarin een analyse opgenomen werd van de vlottende kiezers per leeftijds- en beroepscategorie. Zie M. SWYNGEDOUW en J. BILLIET, *op. cit.*, blz. 14-19.

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

De reeds vroeger gesignaleerde paradox van een christendemocratie die nog wel aansluiting heeft bij de machtscentra van de katholieke zuil maar steeds minder bij leden en middenkaders is zich in alle scherpte verder aan het doorzetten. De verdere desintegratie van de zuilen met betrekking tot het stemgedrag wordt ook weer geïllustreerd door het feit dat in vergelijking met de verschuivingen '81-'85 de beweging van de kiezers tussen de drie traditionele zuilpartijen quasi van dezelfde grootte-orde is nl. ongeveer 150.000 kiezers.

Cultureel klimaat : neo-liberalisme en yuppie-cultuur.

Een tweede belangrijk verklaringselement is de ruime verspreiding van een aantal zgn. yuppie-waarden zoals individuele verantwoordelijkheid, individueel succes, zelfbepaling, vrijheid, prestatie enz... Dit is doorgedrongen in ruime lagen van de bevolking, vooral bij de jonge burgerij, de kaders en de vrije beroepen. Na de jaren zeventig heeft een vermenging plaats van enerzijds de burgerlijke degelijkheid met anderzijds libertijnse invloeden. Het individualisme heeft de collectieve klemtonen van het einde van de jaren zestig tot eind zeventig verdrongen. Vermoedelijk is deze trend zeer breed aanwezig in de midden en hogere klassen (volgens sommigen ook bij de geprivilegieerde arbeiders). Men ziet het trouwens in de kledij, de aandacht voor mode, culinaire cultuur, vrijetijdsbesteding. Vermoedelijk is het huidig neoliberalisme zoals dit vertolkt wordt door de jongeren binnen de PVV het best in staat om op die cultuurstroom in te spelen. Vandaar het toenemend succes van de PVV bij de jongeren met stevige diploma's (zoals o.m. blijkt uit de enquêtes aan de K.U. Leuven).

Het geschetste culturele klimaat verklaart grotendeels de verschuiving van de CVP naar de PVV in 1981 en 1987 in de bevolkingscategorieën die meer voordeel halen uit « minder staat » (en belastingen) dan uit de dure sociale voorzieningen (de « gezonde » gediplomeerde burgers met hoge inkomens). De gedeeltelijke terugkeer naar de CVP in 1985 wordt begrijpelijk als we aannemen dat in de periode 1981-'85 de CVP binnen de regering als de voornaamste waarborg voor het neo-liberaal beleid werd aanzien terwijl in 1985-'87 de PVV de vlag overnam.

Socio-economisch : de duale samenleving.

Hoe aantrekkelijk voor sommigen de nieuwe cultuurstroom ook moge zijn, voor velen is deze niet betaalbaar en bijgevolg meer een bron van frustratie dan van geluk. De realiteit van een toegenomen dualiteit tussen « hebben » en « niet-hebben » kan nog moeilijk ontkend worden. Als gevolg van de economische crisis (werkloosheid) en de noodzakelijk geachte overheidssaneringen in de sociale departementen is de situatie van de werklozen, zieken en bejaarden niet verbeterd. Sommige zullen

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

opmerken dat hun situatie objectief niet slechter geworden is. Hoe dan ook, subjectief is hun situatie wel slechter geworden want een ander deel van de bevolking kan, doet en toont meer. Naast een objectief gegeven is armoede ook een subjectieve ervaring van onrecht. Deze twee verschijnselen, de toenemende zichtbaarheid van de yuppie-cultuur en het toenemend bewustzijn van de onderkant, trekken de samenleving uit elkaar.

Partijen als de CVP en de VU worden door deze tegenstellingen verscheurd. Andere partijen zoals de SP hebben het niet gemakkelijk om hun meer begoede aanhang te blijven bekoren (de SP behaalt haar verlies aan de PVV voor 60 % bij de hogere beroepsniveaus, wat ze dan wel bij de lagere beroepscategorieën en niet-aktieven van boven de 46 jaar terug krijgt). Agalev bekleedt hier een bijzondere plaats. Deze partij kan globaal getypeerd worden als een partij die gedragen wordt door mensen die cultureel veel rijker zijn dan materieel. Afgezien van haar ideeëngoed (de kwaliteit van het bestaan) vindt deze partij haar groeikansen o.m. in een samenleving die voortdurend gevormde en deskundige werklozen aflevert (vooral dan in de zachte sectoren).

Het Vlaams Blok lijkt ook op deze gegevenheid van een duale maatschappij te drijven. Een nader bekijken van de Antwerpse grootstedelijke verkiezingsuitslagen brengt duidelijk aan de oppervlakte dat het niet enkel de buurten zijn waar veel immigranten wonen, waar het Vlaams Blok meer dan haar gemiddelde aan stemmen haalt. De buurten waar zij deze resultaten haalt — en waar dus geen « gastarbeiders » wonen — hebben hun verpaupering gemeen met de buurten waar die wel wonen. In combinatie met de in dit rapport verzamelde gegevens zou men kunnen vermoeden dat het hier gaat om mensen uit de lagere klassen en lagere middenklasse die onder invloed van de economische crisis verder afglijden naar de grens van de bestaansonzekerheid (werkloosheid, loonsverlaging, jobonstabiliteit). Afkomstig uit vermoedelijk katholiek a-politieke middens (zie de verschuivingen van blanco/ongeldig en CVP naar de kleine partijen) biedt de ideologie van het Vlaams Blok hen een uitlaatklep en stemmogelijkheid.

Bekijken we de kiesverschuiving over de zogenaamde economische as, waarbij we dan SP en PVV elk aan een uiterste plaatsen en de CVP en de VU in het centrum (met een sterke profilering van de VU op de communautaire as) dan stellen we het volgende vast. In het totaal zijn er 250.000 kiezers betrokken bij de beweging tussen deze partijen. 49,40 % van deze kiezers wisselen tussen de CVP en respectievelijk de PVV en de SP ; steeds met een netto nadelig saldo voor de CVP. De VU verliest eveneens aan de SP en de PVV, waarbij in het totaal 20 % van deze kiezers betrokken is. Deze resultaten duiden op een verdere polarisering

Dit artikel uit Res Publica is gepubliceerd door Boom bestuurskunde en is bestemd voor anonieme bezoeker

van de kiezers m.b.t. het economische. Het verlies van de CVP aan de VU, waarbij ongeveer 20 % van de tussen de 4 traditionele partijen bewegende kiezers betrokken zijn, dient als een verschuiving in het centrum van de economische as bekeken te worden, met de communautaire tegenstelling als motor. Ook de gepersonaliseerde campagne van de VU — de zgn. verruimingskandidaten — lijkt o.i. hierbij van invloed.

Heviger communautaire conflicten.

In tegenstelling tot oktober 1985 zijn de verkiezingen van 1987 ook gekenmerkt door een invloed vanuit de communautaire spanningen (o.m. Voeren). De Volksunie kan een zekere spanning tussen links (SP en Agalev) en het neo-liberalisme (PVV) goedmaken en zelfs in winst omzetten door de aanwinst van een categorie kiezers die vanuit Vlaams bewustzijn de CVP de rug heeft toegekeerd. In hoever dit verder zal resulteren in significante verschuivingen tussen partijen (zoals nu) zal afhangen van de actuele scherpte van de communautaire conflicten en van de dominantie van andere tegenstellingen. In het huidige klimaat blijken de communautaire tegenstellingen in Vlaanderen maar een gematigde invloed uit te oefenen.

Om ook nog zicht te krijgen op andere verklaringsfactoren en op hun onderling gewicht is diepgaand grootschalig onderzoek nodig. Voorlopig moet men zich hier behelpen met zeer partiële gegevens die niet vanuit het oogpunt van het sociologisch begrijpen verzameld zijn.

Summary : Voting in Flanders on December 13th : a statistical analysis.

Taking into account the limits of such data, this study analyses the shifts in voting behaviour from the national elections in 1985 to those in 1987 in Flanders, using log-linear modelling. The use of data from poll surveys for estimating shifts between subsequent elections poses some methodological problems.

The second part presents the results of the analysis. About 13,51 % of the 1985-voters switched. Although there are significant shifts between all the political parties, the Christian Democratic Party (CVP) loses on all fronts. A log-linear analysis of party-reference by sex, age and occupational status shows the strength and weakness of each party in different societal categories. In conclusion, an interpretation of the shifts is proposed. The following factors can account for the major shifts : the desintegration of the catholic pillar, the emergence of a dual society, the affinity between neo-liberalism and yuppie-culture and the conflict between the language communities.

★