

Het analyseren van partij-rangschikkingen via het 'exploded logit'-model

door Istvan HAJNAL

Wetenschappelijk medewerker aan de Afdeling Dataverzameling en -Analyse van het Departement Sociologie aan de Katholieke Universiteit Leuven

en Bart MADDENS

Wetenschappelijk medewerker aan de Afdeling Politologie van het Departement Politieke Wetenschappen aan de Katholieke Universiteit Leuven

Inleiding

Politici en politologen beseffen al lang dat het door de kiezer ingekleurde rode bolletje op de kiesbrief maar het topje van de ijsberg is. Achter die ene stem gaat een vaak complexe preferentiestructuur schuil. De meeste kiezers hebben immers naast de uitverkoren partij ook nog een tweede keuze, een derde keuze, enz... En allicht zijn er ook partijen die ze dermate verfoeien dat ze een stem ervoor al eens niet in overweging willen nemen. Voor campagnemakers is het interessant om zicht te hebben op die structuur, omdat die kennis hen toelaat om potentiële kiezers te lokaliseren. Het onderzoek naar de onderliggende preferenties wint bovendien aan belang in het licht van het debat over de herverkeveling van het politieke landschap. De mogelijke electorale gevolgen van een verdwijning van een politieke partij kunnen immers maar adequaat worden ingeschat wanneer we die preferentiestructuur kennen.

In het verkiezingsonderzoek zijn er twee technieken in voege om te peilen naar de electorale preferentiestructuur, enerzijds het laten beoordelen van de afzonderlijke partijen aan de hand van een voorkeurschaal¹ en anderzijds het laten rangschikken van de partijen volgens voorkeur.² In het eerste geval spreekt men van schalen (rating) in het tweede van rangschikken (ranking). Beide methoden worden ook courant gebruikt om waardenoriëntaties in kaart te brengen, en het methodologische onderzoek terzake situeert zich hoofdzakelijk op dat terrein.³ Schalen heeft het voordeel dat de vraagstelling relatief eenvoudig is en weinig interviewtijd in beslag neemt. De keerzijde van de medaille is echter dat de res-

1 Voor een analyse van de politieke preferenties in Vlaanderen via de schalings-methode zie onder meer M. SWYNGEDOUW, *De keuze van de kiezer. Naar een verbetering van de schattingen van verschuivingen en partijvoorkeur bij opeenvolgende verkiezingen en peilingen*. Leuven, Departement Sociologie/Sociologisch Onderzoeksinstituut, 1989, pp. 47-70. Een Nederlands voorbeeld, waarin onder andere wordt nagaan hoe de partij-schalings zich verhouden tot de partij-identificatie, vinden we bij L. VAN DOORN, H. KOMEN en E. SARIS, *Verskillende procedures om partij-identificatie te meten en hun consequenties*. *Acta Politica*, 19(1984), pp. 211-237.

2 P.E. CONVERSE, *The Problem of Party Distances in Models of Voting Change*. In: M.K. JENNINGS en L.H. ZIEGLER (red.), *The Electoral Process*. Englewood Cliffs, 1966. Converse was een van de eersten om de electorale preferentiestructuur te analyseren op basis van rangschikkingen. Een belangrijke pleitbezorger van het gebruik van rangschikkingen in politiek marktonderzoek is G. MAUSER, *Political Marketing. An Approach to Campaign Strategy*. New York, 1983.

3 D.F. ALWIN en J.A. KROSNICK, *The Measurement of Values in Surveys: a Comparison of Ratings and Rankings*. *Public Opinion Quarterly*, 49(1985), pp. 535-552; J.A. KROSNICK en D.F. ALWIN, *A Test of the Form-resistant Correlation Hypothesis. Ratings, Rankings, and the Measurement of Values*. *Public Opinion Quarterly*, 52(1988), pp. 526-538.

pondent niet veel mentale energie hoeft te investeren in het beoordelen van de items, met als gevolg dat het schalen onderhevig is aan een aanzienlijk 'response set'-effect. Het ordenen van een reeks items vergt veel meer tijd en concentratie, wat de geldigheid van het meetinstrument wellicht vergroot.⁴ Rokeach⁵ verkiest het rangschikken voor het meten van waarden omdat hij ervan uitgaat dat een individu ook in de praktijk voortdurend een keuze moet maken tussen waarden, hoe waardevol die op zichzelf genomen ook mogen zijn. Die redenering kan ook worden toegepast op de partijvoorkeur: de kiezer mag dan al sympathie hebben voor verschillende partijen, uiteindelijk zal hij een keuze moeten maken. Daarbij komt dat het aanbrenge van een rangschikking tussen de alternatieven een normale manier van doen is in dagdagelijkse keuzesituaties, terwijl het afzonderlijk beoordelen van de verschillende alternatieven veel artificiëler lijkt. Toegepast op de partijvoorkeur is het inderdaad plausibel dat de kiezer niet elke partij afzonderlijk evalueert maar een min of meer vaste rangschikking in zijn hoofd heeft, met bovenaan de partijen die in aanmerking komen en onderaan de partijen die a priori worden afgeschreven.

Een belangrijke troef van het schalen is dat men een statistische techniek kan toepassen die vertrekt van de correlatiematrix tussen de voorkeuren voor de diverse partijen, zoals factor-analyse of multidimensionale schalingstechnieken. Die statistische technieken laten bovendien een ruimtelijke voorstelling van de preferentiestructuur toe en zijn daarom erg populair. Het toepassen van dergelijke technieken op rangschikkingen is daarentegen problematisch. Het voornaamste probleem is dat een rangordening een set van ipsatieve variabelen vormt, wat betekent dat de som van de verschillende variabelen voor elke respondent telkens een constante is. Het gevolg is dat er een inherente negatieve correlatie bestaat tussen de verschillende variabelen. Het is weliswaar mogelijk om een aangepaste factoranalyse te ontwikkelen voor ipsatieve data, maar daarbij moet worden uitgegaan van de niet evidente assumptie dat er een overeenstemming bestaat tussen de ipsatieve variabelen en een hypothetische set van niet-ipsatieve variabelen.⁶

Een analyse waarbij de informatie die vervat zit in de rangschikkingen ten volle wordt gerespecteerd verdient echter hoe dan ook de voorkeur. Een recent ontwikkelde techniek, namelijk het 'exploded logit'-model, biedt nieuwe mogelijkheden in die zin. In dit artikel passen we die techniek toe op de analyse van par-

⁴ Krosnick en Alwin stellen vast dat de geldigheid van de schalen lager is dan van de rangschikkingen omdat het schalen door de respondenten vaak op een zeer ongedifferentieerde manier gebeurt. Anderen daarentegen vinden geen substantiële verschillen tussen beide technieken, noch op het vlak van de geldigheid, noch op het vlak van de betrouwbaarheid. Zie: W.L. RANKIN en J.W. GRUBE, A Comparison of Ranking and Rating Procedures for Value System Measurement. *European Journal of Social Psychology*, 3(1980), pp. 233-46. Uit verschillende onderzoeken blijkt dat er op een geaggregeerd niveau een aanzienlijke overeenstemming bestaat tussen de gemiddelde rangschikking en de gemiddelde schaling, maar dat die overeenstemming veel kleiner is op individueel niveau. Zie: N.T. FEATHER, The Measurement of Values. Effects of Different Assessment Procedures. *Australian Journal of Psychology*, 3(1973), pp. 221-231; M. MOORE, Rating versus Ranking in the Rokeach Value Survey: an Israeli Comparison. *European Journal of Social Psychology*, 3(1975), pp. 405-408; W.L. RANKIN en J.W. GRUBE, *op.cit.*

⁵ M. ROKEACH, *The Nature of Human Values*. New York, 1973.

⁶ D.J. JACKSON en D.F. ALWIN, The Factor Analysis of Ipsative Measures. *Sociological Methods and Research*, 9(1980), pp. 218-238.

tijrangschikkingen. Hieronder geven we eerste een korte statistische toelichting over het 'exploded logit'-model. Daarna illustreren we de techniek aan de hand van de rangorde-data van het ISPO-verkiezingsonderzoek van 1991.

I. Het Exploded Logit Model

In deze paragraaf volgen we een benadering die wordt geleverd door Allison en Christakis.⁷ Zij hanteren een methode die gebaseerd is op een conditioneel logit model en dat toelaat om verklarende variabelen in het model te betrekken, en om verschillen tussen subpopulaties te testen. Een ander voordeel is dat dit model geschat kan worden met programma's voor proportionele hazard modellen. Bovendien laat dit model knopen ('ties') toe.⁸ Het model is gebaseerd op het gekende stochastische nutsmodel, dat eerst besproken wordt.

In het stochastische nutsmodel (stochastic utility model) wordt verondersteld dat wanneer een respondent i een item j gepresenteerd krijgt dit aanleiding geeft tot een subjectieve beoordeling van het item, waarvan men de sterkte kan voorstellen als μ_{ij} . Het gaat hier om de realisatie van de stochastische variabele U_{ij} . Er wordt verondersteld dat de U_{ij} 's stochastische veranderlijken zijn met een systematische component μ_{ij} en een toevallige component ϵ_{ij} :

$$U_{ij} = \mu_{ij} + \epsilon_{ij}, \quad (1)$$

waarin de ϵ_{ij} 's een Gumbel⁹ verdeling volgen.¹⁰ De dichtheidsfunctie van de standaard Gumbel verdeling is:

$$f(y) = e^{-(y + e^{-y})}, \quad (2)$$

Het verschil tussen twee stochastische veranderlijken met een dergelijke verdeling is logistisch verdeeld¹¹:

7 P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, Logit Models for Sets of Ranked Items. *Sociological Methodology*, 24(1994), pp. 199-228.

8 P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, *op.cit.*

9 De Gumbel of dubbel exponentiële of type I extreme value verdeling is de logaritme van een Weibull verdeling.

10 Deze parametrisatie van het stochastische utility model wordt vaak het multinomiale logit model genoemd. Er zijn alternatieve verdelingen voor de error termen mogelijk. Indien men een normaal verdeling veronderstelt dan komt het model overeen met Thurstone's case V voor paarsgewijze vergelijking. Zie W.A. KAMAKURA en J.A. MAZZON, Value Segmentation: a Model for the Measurement of Values and Value Systems. *Journal of Consumer Research*, 18(1991), pp. 208-218. Deze laatste parametrisatie vergt echter bijzonder veel rekenwerk, zie R.G. CHAPMAN en R. STAELIN, Exploiting Rank Ordered Choice Set Data within the Stochastic Utility Model. *Journal of Marketing Research*, 14(1982), pp. 288-301; J.I. YELLOTT, Jr., The Relationship between Luce's Choice Axiom, Thurstone's Theory of Comparative Judgement, and the Double Exponential Distribution. *Journal of Mathematical Psychology*, 15(1977), pp. 109-144.

11 P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, *op.cit.*; J.I. YELLOTT, Jr., *op.cit.*

$$f(x) = \frac{e^x}{1 + e^x}. \quad (3)$$

We kunnen uitdrukking (3) gebruiken om de kans te berekenen dat een logistisch verdeelde stochastische veranderlijke X een waarde aanneemt kleiner of gelijk aan x als:

$$P(X \leq x) = \frac{e^x}{1 + e^x}. \quad (4)$$

Gelijkheid (4) laat ons toe om, bij wijze van illustratie, de kans dat respondent i het item j kiest wanneer hij of zij de keuze krijgt tussen twee items j en k , als volgt te noteren:

$$\begin{aligned} P(j|j,k)_i &= P(U_{ij} \geq U_{ik}) \\ &= P(\mu_{ij} + \epsilon_{ij} \geq \mu_{ik} + \epsilon_{ik}) \\ &= P(\epsilon_{ik} - \epsilon_{ij} \leq \mu_{ij} - \mu_{ik}) \\ &= \frac{e^{(\mu_{ij} - \mu_{ik})}}{1 + e^{(\mu_{ij} - \mu_{ik})}} \\ &= \frac{e^{\mu_{ij}/e^{\mu_{ik}}}}{1 + e^{\mu_{ij}/e^{\mu_{ik}}}} \\ &= \frac{e^{\mu_{ij}/e^{\mu_{ik}}}}{e^{\mu_{ik}/e^{\mu_{ik}}} + e^{\mu_{ij}/e^{\mu_{ik}}}} \\ &= \frac{e^{\mu_{ij}}}{e^{\mu_{ij}} + e^{\mu_{ik}}} \end{aligned} \quad (5)$$

Indien respondent i de keuze krijgt tussen drie items j , k , en l , dan vinden we naar analogie met (5) dat de kans dat item j wordt gekozen gelijk is aan:

$$P(j|j,k,l)_i = \frac{e^{\mu_j}}{e^{\mu_j} + e^{\mu_k} + e^{\mu_l}} \quad (6)$$

In het algemeen vinden we voor J items $\{r_1, r_2, r_3, \dots, r_J\}$ ¹²:

$$P(r_j|r_k)_i = \frac{e^{\mu_{ij}}}{\sum_{k=1}^J e^{\mu_{ik}}}, \quad \text{met } k=1, \dots, J. \quad (7)$$

We kunnen dit eenvoudig model uitbreiden met verklarende variabelen zodanig dat:

$$\mu_{ij} = \beta_j x_i + \gamma z_j + \theta w_{ij}, \quad (8)$$

waarin x , z en w kolomvectoren zijn met de geobserveerde variabelen, en β , γ , θ rijvectoren met te schatten coëfficiënten. De kolomvector x_i bevat variabelen die de respondenten beschrijven. De vector z_j bevat de variabelen die de items beschrijven. De vector w_{ij} bevat de variabelen die de relatie tussen respondent i en item j beschrijven. In het voorbeeld van de volgende paragraaf beperken we ons tot de schatting van de β_j 's. In ons voorbeeld zou de kolomvector x_i bijvoorbeeld de leeftijd en het geslacht van de respondenten kunnen bevatten, de kolomvector z_j zou betrekking kunnen hebben op het conservatief of progressief karakter van een partij. De vector w_{ij} , tenslotte, zou bijvoorbeeld kunnen aangeven of een respondent ooit een bepaalde partij financieel gesteund heeft.

Wanneer we de rang van respondent i op item j voorstellen door Y_{ij} , en we veronderstellen, onder het stochastische nutsmodel dat die respondent i een zekere nut U_{ij} voor elk item j toekent (met j van 1 tot J), dan kunnen we veronderstellen dat $Y_{ij} > Y_{ik}$ als $U_{ij} > U_{ik}$. Dit wil zeggen dat, alhoewel de utiliteiten U_{ij} niet geobserveerd worden, we veronderstellen dat een respondent een hogere rang gaat geven aan de items met een hoger nut.

Het modelleren van de rangschikkingen gebeurt door het herhaaldelijk toepassen van het voorgaande model. Bij wijze van voorbeeld berekenen we de kans dat respondent i , wanneer die vier items $\{j, k, l$ en $m\}$ moet rangschikken, kiest voor de rangschikking (j, k, l, m) . Uit vergelijking (7) weten we dat de kans dat item j gekozen wordt uit deze vier items gelijk is aan:

$$P(j|j, k, l, m)_i = \frac{e^{\mu_{ij}}}{e^{\mu_{ij}} + e^{\mu_{ik}} + e^{\mu_{il}} + e^{\mu_{im}}} \quad (9)$$

We berekenen nu de kans dat item k gekozen wordt uit de overblijvende items k, l , en m :

$$P(k|k, l, m)_i = \frac{e^{\mu_{ik}}}{e^{\mu_{ik}} + e^{\mu_{il}} + e^{\mu_{im}}} \quad (10)$$

¹² Om een eenvoudigere notatie mogelijk te maken wordt in de rechterzijde van de gelijkheid de index r_{ij} vervangen door ij . Deze werkwijze wordt ook in de rest van dit artikel gehanteerd.

Tenslotte berekenen we de kans dat item l gekozen wordt wanneer er slechts twee items overblijven:

$$P(l|l,m)_i = \frac{e^{\mu_{il}}}{e^{\mu_{il}} + e^{\mu_{im}}} \quad (11)$$

Door (9), (10) en (11), te combineren kunnen we de kans op de rangschikking (j,k,l,m) noteren als:

$$P(j,k,l,m)_i = \frac{e^{\mu_{jy}}}{e^{\mu_{jy}} + e^{\mu_{jk}} + e^{\mu_{il}} + e^{\mu_{im}}} \cdot \frac{e^{\mu_{ik}}}{e^{\mu_{ik}} + e^{\mu_{il}} + e^{\mu_{im}}} \cdot \frac{e^{\mu_{il}}}{e^{\mu_{il}} + e^{\mu_{im}}} \quad (12)$$

Men veronderstelt hier dus dat de stochastische variabelen onafhankelijk zijn. Dit leidt tot de interpretatie van de kans op de rangschikking (j,k,l,m) als het product van de kansen dat een bepaald item geselecteerd wordt van de aanwezige alternatieven. De eerste term in het product slaat op de kans dat item j gekozen wordt uit de set $\{j,k,l,m\}$; de tweede term stelt de kans voor dat item k wordt gekozen uit de set $\{k,l,m\}$; en de laatste term, tenslotte, stelt de kans voor dat item l gekozen wordt uit de set $\{l,m\}$.

In het algemeen kan men voor J items $\{r_1, r_2, r_3, \dots, r_J\}$ (12) uitbreiden tot:

$$P(r_1, r_2, \dots, r_J)_i = \prod_{j=1}^{J-1} \left[\frac{e^{\mu_{jy}}}{\sum_{k=j}^J e^{\mu_{jk}}} \right] \quad (13)$$

We passen vergelijking (13) lichtjes aan zodanig dat we volgens de notatie van Allison en Christakis¹³ kunnen verdergaan. Op deze wijze krijgt het 'exploded logit'-model de volgende likelihood (aannemelijkheid) voor een respondent i :

$$L_i = \prod_{j=1}^J \left(\frac{e^{\mu_{jy}}}{\sum_{k=1}^J \delta_{ijk} e^{\mu_{ik}}} \right) \quad (14)$$

waarin $\delta_{ijk} = 1$ wanneer $Y_{ik} \geq Y_{ij}$, en anders 0.

Net zoals in het multinomiale logit model geldt hier het kans axioma van Luce of de IIA (independence from irrelevant alternatives) voorwaarde dat zegt dat de preferentie van item j boven item k onafhankelijk is van de totale set van items waaruit men kan kiezen.¹⁴ Bemerk dat, onder andere omwille van het feit dat de Gumbel verdeling asymmetrisch is, het omkeren van de volgorde van de items een fundamentele wijziging van het model zal veroorzaken, en dat men bijgevolg meer dan enkel een verandering van teken in de geschatte coëfficiënten mag verwachten.

¹³ P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, *op.cit.*

¹⁴ Men bedoelt hier zowel de totale set, alsook het aantal en de volgorde van de reeds gekozen items.

De log likelihood voor een steekproef van n respondenten kunnen we nu heel eenvoudig uit vergelijking (14) afleiden:

$$\begin{aligned}
 L &= \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J \left(\frac{e^{\mu_{ij}}}{\sum_{k=1}^J \delta_{ijk} e^{\mu_{ik}}} \right) \\
 \ln L &= \ln \left[\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J \left(\frac{e^{\mu_{ij}}}{\sum_{k=1}^J \delta_{ijk} e^{\mu_{ik}}} \right) \right] \\
 \ln L &= \ln \left[\frac{\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J e^{\mu_{ij}}}{\prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J \sum_{k=1}^J \delta_{ijk} e^{\mu_{ik}}} \right] \tag{15} \\
 \ln L &= \ln \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J e^{\mu_{ij}} - \ln \prod_{i=1}^n \prod_{j=1}^J \sum_{k=1}^J \delta_{ijk} e^{\mu_{ik}} \\
 \ln L &= \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \mu_{ij} - \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^J \ln \left(\sum_{k=1}^J \delta_{ijk} e^{\mu_{ik}} \right)
 \end{aligned}$$

Bemerk dat men in deze laatste vergelijking J mag vervangen door J_i zodanig dat het aantal items J verschillend kan zijn voor elke respondent i . Dit model kan uitgebreid worden zodanig dat knopen en ontbrekende waarden mogelijk zijn.¹⁵

Men kan aantonen dat wanneer men in deze vergelijking de μ_{ij} 's substitueert door het lineaire model met verklarende veranderlijken en men vervolgens bij het maximeren van deze vergelijking een maximum vindt, dit lokale maximum ook het globale maximum is.

Allison en Christakis¹⁶ sommen een aantal software pakketten op waarmee dit soort van modellen geschat kan worden. Bovendien wijzen ze op het feit dat met behulp van de meeste partial likelihood software voor het schatten van proportional hazard modellen voor duuranalyse (regression models for ordered survival (event) times) de bovenstaande modellen eveneens geschat kunnen worden. Zij geven een aantal richtlijnen hoe de data in dat geval georganiseerd moeten worden. Dit komt erop neer dat elke rangschikking van een item door een

15 Zie P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, *op.cit.*, pp. 206-208.

16 P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, *op.cit.*

respondent een afzonderlijke observatie vormt. Elke observatie bevat dan de volgende variabelen: (1) Een identificatienummer per respondent. (2) Een set van (J-1) dummy-variabelen, waarbij J gelijk is aan het totale aantal gerangschikte items. Het item dat als variabele wordt weggelaten uit het model vormt automatisch de referentiecategorie. (3) De rangorde die de respondent geeft aan het item waarop de observatie betrekking heeft. (4) Eventueel een aantal variabelen die op de respondent betrekking hebben. Het effect daarvan op de rangschikking kan dan worden getest door de interactie van de dummy's met de onafhankelijke variabelen in het model op te nemen. De beperking dat de likelihoods per respondent berekend (en vervolgens over de respondenten vermenigvuldigd) moeten worden, wordt gerealiseerd door een stratificatie per respondent.¹⁷

II. Toepassing: de preferentiestructuur van het CVP-electoraat

In het ISPO-onderzoek van 1991¹⁸ is ervoor gekozen om de onderliggende partijpreferenties van de kiezers te meten via een rangorde-vraag. Aan de respondenten werd een stapeltje kaarten gegeven met daarop de namen van alle politieke partijen, de kleintjes inbegrepen.¹⁹ In eerste instantie werd hen gevraagd om de partijen die ze niet kenden opzij te leggen. Vervolgens dienden ze de overige partijen te rangschikken volgens voorkeur.²⁰ Dat deze data tot nu toe zo goed als ongebruikt zijn gebleven heeft ongetwijfeld vooral te maken met de in de inleiding aangehaalde moeilijkheden bij het analyseren van rangorde-data. Deze analyse moet er niet enkel op gericht zijn om de rangschikking van de kiezers in kaart te brengen, maar ook en vooral om na te gaan welke onafhankelijke variabelen een significant effect hebben op die rangschikking.

Het berekenen van gemiddelden, zowel voor de hele populatie als voor subgroepen, lijkt op het eerste zicht een eenvoudige en voor de hand liggende werkwijze om op die vragen een antwoord te vinden. Bij nader toezien is die techniek echter zeer verraderlijk. Probleem is immers dat heel wat respondenten niet alle partijen rangschikken, hetzij omdat ze een aantal partijen niet kennen, hetzij omdat ze er niet toe komen om al de gekende partijen te rangschikken. Het gevolg daarvan is dat we uit de absolute waarde van de rangschikking, op basis waarvan de gemiddelden normaal worden berekend, niet zomaar de relatieve voorkeur voor de partij kunnen afleiden. Als alle negen partijen worden gerangschikt, bijvoorbeeld, dan stemt rang drie overeen met een relatief sterke voorkeur. Als er echter maar drie zijn gerangschikt, dan is de derde partij meteen de laagst gewaardeerde. Aan dit euvel kan voor een stuk worden verholpen door de weinig gekende partijen buiten beschouwing te laten. Dit vergt echter een omslachtige

¹⁷ Voor verdere uitleg over de data organisatie, en voor een uitleg hoe men deze modellen kan schatten met behulp van PROC PHREG van SAS verwijzen we naar het oorspronkelijk artikel van P.D. ALLISON en N.A. CHRISTAKIS, *op.cit.* pp. 205-206; pp.224-226.

¹⁸ Deze gegevens betreffende de Vlaamse kiezers werden verzameld door J. Billiet (promotor), M. Swyngedouw (projectleider), A. Carton en R. Beerten (wetenschappelijke medewerkers) van het Interuniversitair Steunpunt Politieke-Opinieonderzoek (ISPO), beheerd door de Diensten voor Programmatie van het Wetenschapsbeleid.

¹⁹ In totaal waren dat er negen, namelijk Agalev, CVP, PVV, SP, VU, Vlaams Blok, PVDA, Rossem en Regenboog.

²⁰ A. CARTON, M. SWYNGEDOUW, J. BILLIET en R. BEERTEN, *Source Book of the Voter's Study in Connection with the 1991 General Election*. Leuven, ISPO, 1993, pp. 241.

omrekening van de rangordes, en kan de vertekening enkel wat milderer, maar zeker niet wegwerken. Het hierboven toegelichte 'exploded logit'-model biedt een oplossing voor ons probleem, omdat deze techniek de rangordering van de partijen respecteert en ons bovendien toelaat om het effect van een of meerdere onafhankelijke variabelen op de rangschikking statistisch te testen.

In wat volgt zullen we ons beperken tot één enkele onafhankelijke variabele, namelijk de leeftijd. Wat ons daarbij interesseert is niet zozeer het verschil in partijkeuze tussen verschillende leeftijdsgroepen, maar wel het verschil in onderliggende preferentiestructuur. Het komt er dus op aan om abstractie te maken van het leeftijdseffect op de partijkeuze als dusdanig, effect dat overigens grotendeels gekend is.²¹ Onze vraagstelling maakt het met andere woorden noodzakelijk dat we de 'eerste' partijvoorkeur van de respondenten onder controle houden. Idealiter zouden we dit moeten kunnen doen door de partijkeuze als controlevariabele in het model op te nemen. Een dergelijke werkwijze levert evenwel resultaten op die sterk bepaald zijn door die controlevariabele en die inhoudelijk weinig meerwaarde bieden. Daarom moeten we onze toevlucht nemen tot een meer rudimentaire vorm van controle, namelijk het analyseren van elk electoraat afzonderlijk. Gezien het louter exemplarische opzet van dit artikel beperken we ons daarbij tot één enkel electoraat, namelijk dat van de CVP. Dit houdt concreet in dat we enkel die respondenten in de analyse betrekken die voor de kamerverkiezingen van 1991 voor de CVP gestemd hebben en de CVP als eerste partij gerangschikt hebben (N=536).²² Deze werkwijze impliceert logischerwijze dat de eerst gerangschikte partij, namelijk de CVP, buiten beschouwing blijft in deze analyse. Die werkwijze laat ons toe om de mogelijkheden van de techniek te illustreren aan de hand van een concreet en relatief eenvoudig voorbeeld.²³

In een eerste stap gaan we na hoe de CVP-kiezer de andere partijen rangschikt, zonder rekening te houden met verschillen tussen subgroepen. De Wald χ^2 -waarde voor het hele model bedraagt 493.8778 en is bij 4 vrijheidsgraden significant op het .0001-niveau. De nulhypothese dat alle β -parameters 0 bedragen en dat de doorsnee CVP-kiezer de andere partijen gemiddeld genomen over de-

21 Voor een grondige analyse van het effect van het beroepsprestige, de leeftijd, het geslacht, het relatieve inkomen, de kerkelijke betrokkenheid, het onderwijsniveau en de politieke machteloosheid op de partijkeuze, zie: M. SWYNGEDOUW, R. BEERTEN, J. BILLIET en A. CARTON, Partijkeuze verklaren. Over determinanten van het stemgedrag in Vlaanderen op 24 november 1991. In: M. SWYNGEDOUW, J. BILLIET, A. CARTON en R. BEERTEN (red.), *Kiezen is verliezen. Onderzoek naar de politieke opvattingen van Vlamingen*. Leuven, 1993, pp. 15-25.

22 Van de respondenten die zeggen voor de CVP gestemd te hebben én de CVP hebben gerangschikt (N=605) is er 11,4% dat de CVP niet als eerste gerangschikt. Van de kiezers die de CVP als eerste hebben gerangschikt én die hebben geantwoord op de vraag over de partijkeuze (N=673) is er 20,4% dat niet op de CVP heeft gestemd. Met deze twee groepen hebben we dus geen rekening gehouden bij de analyse.

23 Vanuit eenzelfde bezorgdheid om de analyse niet nodeloos ingewikkeld te maken laten we in wat volgt de kleinere partijen (Rossem, PVDA en Regenboog) buiten beschouwing. Bemerkt dat volgens de reeds hogervermelde IIA-voorwaarde de preferentie van bv. Agalev boven de CVP niet mag afhangen van bv. de aan of afwezigheid van de partij Rossem in de lijst van te rangschikken partijen. Deze voorwaarde sluit natuurlijk niet uit dat door de toevoeging van een partij als Rossem de relatieve positie van de partijen CVP en Agalev kan wijzigen, de onderlinge positie zou hier echter niet door mogen wijzigen.

zelfde kam scheert moeten we dus verwerpen. Hoe de partijen gemiddeld worden gerangschikt kan worden afgeleid uit de in tabel I gerapporteerde matrix van e^{β} 's. Deze waarden zijn te verkiezen boven de β -parameters omdat ze gemakkelijker in termen van odds of kansverhoudingen kunnen geïnterpreteerd worden. De parameters in de tabel drukken telkens de verhouding uit tussen de kans dat de rij-partij wordt verkozen tegenover de kans dat de kolom-partij wordt verkozen, ongeacht de manier waarop de overige partijen worden gerangschikt. De cellen in de bovenste driehoek bevatten dezelfde informatie als hun spiegelbeeld in de onderste, maar bekeken vanuit het standpunt van de andere partij. De cijfers die groter zijn dan één zijn het gemakkelijkst te interpreteren in termen van kansverhoudingen.

TABEL I

'Exploded logit'-analyse van de rangschikking van vijf partijen door de CVP-kiezers: e^{β} 's.

	SP	PVV	VU	AGALEV	VLBLOK
SP	1	0.82**	1.33***	1.68***	8.22***
PVV	1.22**	1	1.62***	2.05***	10***
VU	0.75***	0.62***	1	1.26**	6.18***
AGALEV	0.60***	0.49***	0.79**	1	4.9***
VLBLOK	0.12***	0.10***	0.16***	0.20***	1

*** = $p < .0009$, ** = $p < .009$, * = $p < .05$

Uit de tabel kan worden afgeleid dat de doorsnee CVP-er het Vlaams Blok het laagst plaatst en de liberale partij (in 1991 nog de PVV) het hoogst. De e^{β} -waarde voor de verhouding PVV/Vlaams Blok bedraagt niet minder dan 10. Dit betekent concreet dat een CVP-er die in 1991 voor de keuze geplaatst werd tussen het Vlaams Blok en de PVV, met een kans van 10 tegen 1 voor de PVV zou hebben gekozen. Het contrast tussen het Vlaams Blok en achtereenvolgens de SP, de VU en Agalev is wat minder groot, maar nog steeds aanzienlijk. Daarmee is meteen ook de gemiddelde rangschikking aangegeven: PVV, SP, VU, Agalev en Vlaams Blok. De PVV en de SP sluiten wel zeer dicht bij elkaar aan. Dit blijkt uit het feit dat de e^{β} -waarde voor PVV/SP relatief klein is en minder significant dan de andere. Hetzelfde geldt trouwens voor de VU/Agalev-parameter. Ook tussen die twee partijen maken de CVP-kiezers blijkbaar niet zoveel verschil. Samengevat gaat de voorkeur van de gemiddelde CVP-er dus duidelijk uit naar de twee andere traditionele partijen. Daaronder worden Agalev en de VU gerangschikt, die op een grote afstand worden gevolgd door het Vlaams Blok.

In hoeverre verschilt deze rangschikking nu significant volgens leeftijdscategorie? Om dat te onderzoeken moeten we, naast de oorspronkelijke vier dummy-variabelen voor de verschillende partijen, ook de interactie-effecten tussen die partij-dummy's en de leeftijdscategorieën opnemen. We werken met vier leef-

tijdscategorieën, namelijk 18-25 jaar, 26-35 jaar, 36-45 jaar (referentiecategorie) en 46-65 jaar.²⁴

De nulhypothese dat er geen verschil is tussen de leeftijdscategorieën kunnen we testen door na te gaan of een model met de geschatte β -parameters voor de partij*leeftijd-interacties een significant grotere log-likelihood oplevert dan een model waarbij alle β -parameters van de partij*leeftijd-interacties op 0 worden gezet. De Wald χ^2 -statistiek bedraagt in dit geval 53.9937 wat, gegeven het aantal vrijheidsgraden van 12, significant is op het .0001-niveau. Het verschil tussen de leeftijdsgroepen is met andere woorden reëel.

De e^{β} 's van de partij*leeftijd-interacties geven aan in welke mate de kansverhouding tussen twee partijen in een bepaalde leeftijdsgroep groter of kleiner is dan de kansverhouding in de referentiecategorie van 36 tot 45-jarigen. Een concreet voorbeeld kan dit verduidelijken: de e^{β} -waarde van de interactie tussen de verhouding PVV/VU en de leeftijdsgroep van 46 tot 65-jarigen bedraagt 0.67 ($p = .0398$). De e^{β} -waarde voor de referentiecategorie is 1.85 ($p = .0001$). Dit betekent dat de kans dat een CVP-er van 36 tot 45 jaar de PVV verkiest 1.85 keer groter is dan de kans om de VU te verkiezen. Voor de daaropvolgende leeftijdsgroep van 46 tot 65-jarigen moet die kansverhouding met een factor 0.67 worden vermenigvuldigd en bedraagt dus $0.67 * 1.85 = 1.25$. De kans dat de oudere CVP-ers de PVV boven de VU zullen verkiezen is dus iets kleiner. Het verschil is echter gering en maar op het randje significant.

Voor de duidelijkheid rapporteren we in tabel II niet de parameters van de partij*leeftijd-interacties als dusdanig, maar wel de kansverhoudingen voor elke leeftijdsgroep afzonderlijk, berekend zoals hierboven geïllustreerd.²⁵ We geven telkens aan in hoeverre de kansverhouding significant verschilt van die van die van de referentiecategorie van 36 tot 45-jarigen. Binnen die referentiecategorie zelf wordt aangegeven in hoeverre de kansverhoudingen significant verschillen van 1.

²⁴ Voor een verantwoording van deze indeling, zie: B. MADDENS, Het kiesgedrag en de opvattingen over politieke kwesties. In: M. SWYNGEDOUW, J. BILLIET, A. CARTON en R. BEERTEN (red.), *Kiezen is verliezen*, *Op cit.*, p. 45.

²⁵ Omwille van de overzichtelijkheid bekijken we de kansverhouding telkens enkel vanuit het standpunt van de partij die in de leeftijdsgroep van 18-25 jarigen het meest kans heeft om verkozen te worden. De kansverhouding bekeken vanuit het standpunt van de andere partij laten we achterwege.

TABEL II

'Exploded logit'-analyse van het effect van de leeftijd (categorisch en kwantitatief) op de rangschikking van de partijen door de CVP-kiezers: e^{β} 's.

	categorisch				kwantitatief	
	18-25 jaar	26-35 jaar	36-45 jaar	46-65 jaar	intercept	e^{β} leeftijd
AGA/VLB	4.88	3.12**	7.55***	5.25	3.52***	1.01
PVV/VLB	6.98*	5.95**	15.56***	12.51	4.29***	1.02*
SP/VLB	3.48***	4.48**	12.13***	12.35	1.63	1.04***
VU/VLB	3.33**	2.82***	8.39***	9.99	1.27	1.04***
AGA/SP	1.40**	0.70	0.62**	0.42	2.16**	0.97***
AGA/VU	1.46	1.10	0.90	0.53**	2.77***	0.97***
PVV/VU	2.09	2.11	1.85***	1.25*	3.38***	0.98**
PVV/SP	2	1.33	1.28	1.01	2.63***	0.98**
PVV/AGA	1.43	1.91	2.06***	2.38	1.22	1.01
SP/VU	1.04	1.59	1.44*	1.24	1.29	1

*** = $p < .0009$, ** = $p < .009$, * = $p < .05$

Uit tabel II kan worden afgeleid dat de verschillen tussen de leeftijdsgroepen voor een groot stuk op rekening kunnen geschreven worden van het feit dat de ouderen door de band afkeriger staan van het Vlaams Blok dan de jongeren. Bij de CVP-ers van 35 jaar en ouder is de kans dat ze het Vlaams Blok boven een andere partij verkiezen verwaarloosbaar klein. Ook de jongeren verkiezen over het algemeen de andere partijen boven het Vlaams Blok, maar de kans dat ze een andere keuze maken is beduidend groter. Ter illustratie: van een oudere CVP-er die voor de keuze staat tussen het Vlaams Blok en de SP kunnen we met een kans van, afgerond, 12 tegen 1 zeggen dat hij voor de SP zal kiezen. Maar bij een CVP-er van minder dan 26 jaar slinkt die kansverhouding tot 3 tegen 1. Inzake de verhouding Agalev/Vlaams Blok is het contrast het minst groot, omdat de oudere CVP-ers iets meer tussen het Vlaams Blok en Agalev lijken te twifelen dan tussen het Vlaams Blok en de andere partijen. Ook de Agalev/SP-odds en de Agalev/VU-odds verschillen significant volgens leeftijdsniveau. Het contrast is kleiner, maar wel interessant omdat we in de verschillende leeftijdsgroepen omgekeerde kansverhoudingen vinden. De jongere CVP-kiezers zijn geneigd om Agalev boven zowel de SP als de VU te verkiezen, terwijl de oudere eerder aan de SP en de VU de voorkeur geven. Voor de SP ligt de grens tussen de jongste leeftijdsgroep en de 26 tot 35-jarigen, maar de VU wordt ook al door de 26 tot 35-jarigen onder Agalev geplaatst. Tenslotte stellen we ook vast dat de oudste kiezers met een iets kleinere waarschijnlijkheid de PVV boven de VU plaatsen, maar dit verschil is, zoals hierboven al aangestipt, vrij klein. Kennelijk is er een tendens dat de oudere CVP-ers zich iets meer tot de VU aangetrokken voelen dan de jongere.

TABEL III

De rangschikking van de partijen door de CVP-kiezers, volgens leeftijd.

18-25 jaar	26-35 jaar	36-45 jaar	46-65 jaar
PVV	PVV	PVV	PVV
1.43	1.33	1.28	1.01
AGALEV	SP	SP	SP
1.40	1.44	1.44	1.24
SP	AGALEV	VU	VU
1.04	1.10	1.11	1.90
VU	VU	AGALEV	AGALEV
3.33	2.82	7.55	5.25
VLBLOK	VLBLOK	VLBLOK	VLBLOK

In tabel III vatten we de resultaten van de analyse op een overzichtelijke manier samen door aan te geven hoe de verschillende leeftijdsgroepen de partijen gemiddeld genomen rangschikken. Tussen de partijen vermelden we telkens de odds dat de hogere partij boven de lagere wordt geprefereerd, zodat we enig zicht krijgen op de afstand tussen de respectievelijke partijen. Het meest opzienbarende resultaat is dat Agalev gestadig stijgt in de gunst van de CVP-ers naarmate de leeftijd daalt. Bij de kiezers die ouder zijn dan 35 jaar komt de groene partij maar op de vierde plaats. Bij de 26 tot 35-jarigen wordt ze nipt hoger geplaatst dan de VU en bij de 18 tot 25-jarigen laat ze ook de SP achter zich en klimt ze naar de tweede plaats. Anders bekeken kunnen we ook zeggen dat de relatieve voorkeur voor zowel de VU als de SP toeneemt bij oudere CVP-ers. In de oudste leeftijdsgroep wordt de eerste plaats zo goed als gedeeld tussen SP en PVV. Bij de jongste CVP-ers daarentegen zakt de SP naar een afgetekende derde plaats en komt de partij ongeveer op dezelfde hoogte te staan als de VU.

Het 'exploded logit'-model biedt ook de mogelijkheid om kwantitatieve variabelen in het model op te nemen. In dat geval worden de interacties van de partij-rangschikkingen met de exacte waarde van de kwantitatieve variabele, in ons geval de leeftijd, aan het model toegevoegd. De veronderstelling is dan wel dat de logaritme van de odds een lineair verloop kent. De laatste twee kolommen van tabel II bevatten de resultaten van deze kwantitatieve analyse. De parameters van de partij-rangschikkingen, in de voorlaatste kolom, kunnen we als het intercept van het model beschouwen. De parameters van de producten van de leeftijd en de partij-rangschikkingen, in de laatste kolom, drukken uit hoe de kansverhoudingen tussen de partijen variëren in functie van de leeftijd. Die parameters zijn het gemakkelijkst te interpreteren wanneer we ze omrekenen volgens de formule $100 \cdot (e^{\beta} - 1)$. Dit cijfer is de procentuele wijziging van de odds voor elke stijging van de leeftijd met één jaar.

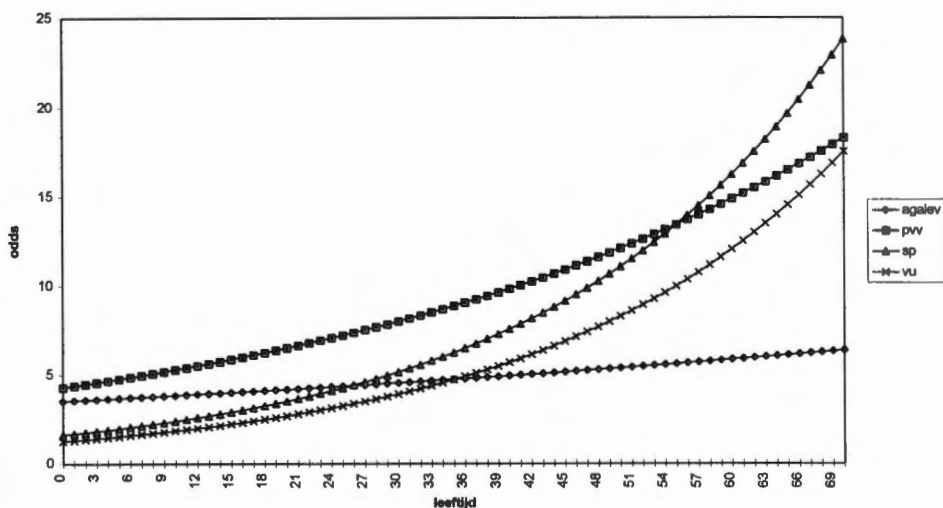
De kwantitatieve analyse voegt weinig nieuws toe aan de hierboven al gerapporteerde resultaten, maar laat ons wel toe om het verloop van de kansverhoudingen grafisch voor te stellen. Ter illustratie daarvan geven we in figuur I een grafische voorstelling van de kansverhoudingen van Agalev, PVV, SP en VU tegenover het Vlaams Blok. De grafiek toont mooi aan hoe vooral de kans dat SP en VU boven het Vlaams Blok worden gekozen sterk stijgt met de leeftijd. Een verge-

lijking tussen beide werkwijzen is wel leerrijk, omdat ze aantoonde hoe misleidend een louter kwantitatieve analyse kan zijn wanneer niet is voldaan aan de lineariteitsassumptie. Dat is het meest uitgesproken het geval met het verband tussen de leeftijd en de kansverhouding tussen Agalev en Vlaams Blok. Zoals blijkt uit tabel II volgt dit verband geen lineair maar veeleer een curvilineair patroon, zodat het via een kwantitatieve analyse niet of nauwelijks gedetecteerd kan worden. Langs de andere kant doet een kwantitatieve analyse beter effecten tot hun recht komen die een zeer gradueel lineair verloop kennen. De kans dat de PVV boven de SP wordt verkozen daalt langzaam maar wel consistent met de leeftijd en wordt bijgevolg bij de kwantitatieve analyse wel en bij de categorische niet als significant bevonden.

FIGUUR I

'Exploded logit'-analyse van het effect van de leeftijd (kwantitatief) op de rangschikking van de partijen door de CVP-kiezers: e^{β} 's.

CVP electoraat: odds tov vlaams blok



Besluit

Deze illustratieve toepassing van het 'exploded logit'-model heeft, samengevat, aangetoond dat de preferentiestructuur van de CVP-kiezers significant verschilt volgens leeftijd. De voorkeur van de CVP-ers van 56 tot 65 jaar gaat duidelijk uit naar de twee traditionele partijen, de SP en de PVV, die zo goed als ex aequo op de eerste plaats staan. Dit is een indicatie dat het oudere CVP-electoraat uiteenvalt in twee min of meer gelijke groepen die zich voornamelijk op de traditionele sociaal-economische breuklijn van elkaar onderscheiden: een deel neigt naar de partij aan de linkerkant van het economische spectrum, een ander deel naar de rechterkant. Een keuze voor de kleine partijen wordt door deze oudere CVP-ers blijkbaar nauwelijks in overweging genomen en vooral voor het Vlaams

Blok is de afkeer groot. Dat het plaatje er bij jongere generaties aanzienlijk anders uitziet heeft vooral te maken met het relatieve succes van Agalev. Naarmate de leeftijd daalt klimt Agalev gestaag in de rangschikking, om bij de jongsten net onder de PVV te eindigen. Als die tendens zich inmiddels verder heeft doorgezet -en de consistentie ervan wettigt zeker een vermoeden in die zin- dan zou dit betekenen dat Agalev momenteel min of meer op dezelfde hoogte staat als de VLD bij de jongste CVP-kiezers. Dit resultaat suggereert dat de scheidingslijnen bij de jongere generaties CVP-ers in toenemende mate samenvallen met de breuklijn tussen materialisten en post-materialisten. Tenslotte heeft de analyse ook aan het licht gebracht dat de jongere CVP-ers beduidend toleranter staan tegenover het Vlaams Blok dan de oudere. De partij blijft wel afgetekend de laatste keuze voor de jongeren, maar de afstand tot de andere partijen wordt, in vergelijking met de ouderen, tot min of meer normale proporties gereduceerd. Hoe jonger de CVP-kiezers hoe meer het Vlaams Blok blijkbaar wordt gezien als een 'normale' -zij het nog steeds niet bijster geliefde- partij.

Het uitgangspunt van dit artikel was echter niet zozeer een inhoudelijke, maar wel een methodologische bekommernis. We zijn vertrokken van de vraag op welke manier we de onderliggende preferentiestructuur van de kiezers het best in kaart kunnen brengen: door de respondent de afzonderlijke partijen te laten beoordelen of door hem de partijen te laten rangschikken. Een methodologische afweging van beide vraagvormen doet de balans eerder overslaan in de richting van de rangschikking, omdat de antwoorden in dat geval minder onderhevig zijn aan response-set effecten. Een ander argument voor die laatste techniek was dat het rangschikken van alternatieven een meer normale manier van doen lijkt in een keuzesituatie dan het afzonderlijk beoordelen ervan. Het grote nadeel van rangschikkingen is echter dat er vooralsnog geen geijkte statistische techniek bestaat om die te analyseren. Bedoeling van ons artikel was om na te gaan in hoeverre de recent ontwikkelde 'exploded logit'-techniek aan dit probleem tegemoetkomt en de analyse van partijrangschikkingen vergemakkelijkt.

Onze illustratieve analyse van de onderliggende partijvoorkeur van de CVP-kiezers heeft aangetoond dat de mogelijkheden van het 'exploded logit'-model bij de analyse van rangschikkingsdata aanzienlijk zijn, en dit terwijl het rangschikkingskarakter van de data ten volle wordt gerespecteerd. De techniek laat ons niet alleen toe om na te gaan of bepaalde partijen significant hoger of lager worden gerangschikt dan andere, maar ook in hoeverre de rangschikkingen significant verschillen volgens subgroep. Op die manier wordt het mogelijk om, naar analogie met klassieke multivariate regressie-analyse, na te gaan welk effect een reeks kwantitatieve of kwalitatieve onafhankelijke variabelen hebben op de rangschikking, die als het ware als één enkele afhankelijke variabele kan worden beschouwd. Wij hebben dit geïllustreerd op basis van een eenvoudig voorbeeld, met enkel de leeftijd als onafhankelijke variabele. Het is echter perfect mogelijk om via de 'exploded logit'-techniek meer ingewikkelde modellen te testen, waarbij de effecten van verschillende onafhankelijke variabelen tegenover elkaar worden afgewogen.

Uit onze analyse is echter ook gebleken dat de toepassing van het 'exploded logit'-model op het onderzoek naar de onderliggende electorale preferentiestructuur op een aantal bijkomende moeilijkheden stoot. Op zichzelf is het geen probleem om via de techniek het effect te meten van een aantal onafhankelijke variabelen op de rangschikking van het volledige aantal partijen. Maar in dat geval dreigt het resultaat van de analyse helemaal te worden gedomineerd door het

effect op de partijkeuze zelf, dit wil zeggen op de eerst gerangschikte partij. En dat terwijl het precies de onderliggende preferenties zijn die ons in dit verband interesseren. Een oplossing ten gronde zou kunnen inhouden dat de partijvoorkeur in het model zelf onder controle wordt gehouden, maar dit levert inhoudelijk niet erg interessante resultaten op. Vandaar dat we dit probleem hebben moeten omzeilen door enkel het CVP-electoraat te onderzoeken en op die manier te controleren voor partijkeuze. Dit is een interessante benadering voor wie enkel in één bepaald kiezerskorps geïnteresseerd is, maar niet voor wie het volledige electorale landschap in kaart wil brengen. Je zou deze techniek natuurlijk op alle partijen afzonderlijk kunnen toepassen, maar op die manier bekom je enkel een sterk versnipperd beeld, dat niet hetzelfde inzicht biedt als het resultaat van, bijvoorbeeld, een MDS-analyse van partijbeoordelingen. De beoordelings-techniek blijft dus hoe dan ook over belangrijke troeven beschikken, zodat er voortsnog geen reden is om het rangschikken van partijen zonder meer te verkiezen boven het beoordelen ervan.

Summary: Analysing rankings of political parties by means of the exploded logit-model

Rankings of political parties are often used to map the multiple party preference of the electorate. This article shows how the obtained rankings may be analysed by means of the exploded logit-technique, which allows for testing both the difference between the rankings and the effect of either categorical or quantitative independent variables on the rankings. An analysis of the effect of age on the party preference rankings of the christian democratic (CVP) electorate in the 1991 Belgian parliamentary election shows that the older CVP-voters tend to rank the liberal and the socialist party equally, while the younger voters hesitate between the liberal and the green party. The younger CVP-voters are also significantly less averse of the far-right Vlaams Blok.