



Universiteit  
Leiden  
The Netherlands

## Middendorps kritiek overwogen

Cuilenburg, J.J. van; Kleinnijenhuis, J.; Noordzij, G.P.

### Citation

Cuilenburg, J. J. van, Kleinnijenhuis, J., & Noordzij, G. P. (1981). Middendorps kritiek overwogen. *Acta Politica*, 16: 1981(2), 272-281. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/3452179>

Version: Publisher's Version

License: [Leiden University Non-exclusive license](#)

Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3452179>

**Note:** To cite this publication please use the final published version (if applicable).



## Middendorps kritiek overwogen

door J. J. van Cuilenburg, J. Kleinnijenhuis en  
G. P. Noordzij

### Inleiding

Onder de titel *Kiezers en issues: over politiek-inhoudelijke afweging* ontwikkelden wij in Acta Politica jrg. XV, juli 1980, een antwoord op de vraag in hoeverre het kiesgedrag van de Nederlandse kiesgerechtigden in 1977 verklaarbaar is door uit te gaan van de veronderstelling dat kiezers hun gedrag bepalen op basis van een vergelijking van eigen standpunten en die van politieke partijen. Voor bijna 70% van de kiezers kan de stemvoorkeur vanuit deze veronderstelling correct worden voorspeld, luidde ons antwoord op die vraag.

Middendorp meent 'dat de evidentie welke de auteurs voor deze positie presenteren, onvoldoende is'. Nog afgezien van de kentheoretische vraag, of het in het algemeen mogelijk is voldoende bewijsmateriaal voor een algemene stelling aan te dragen (zie § 1), menen wij – met alle waardering voor zijn rensie – Middendorps kritiek te kunnen weerleggen.

### 1. Politieke afweging of rationalisatie?

Middendorp stelt dat wij te lichtvaardig een causaal verband veronderstellen tussen iemands standpunten ten aanzien van politieke strijdpunten en iemands stemintentie. De relatie zou best eens andersom kunnen liggen: je moet niet uitsluiten dat kiezers hun '... stemintentie ( ) "legitimeren" of ( ) "rationaliseren" in termen van de perceptie van een geringe "afstand" tot die partij, op bepaalde issues'. En hij verbindt daaraan de conclusie dat het door ons gehanteerde model niet als 'theoretisch' maar wellicht wel als 'voorspellend' model een zekere bruikbaarheid kan hebben.

Wij hebben vanuit een hypothetisch-deductieve, zo men wil kritisch-rationalistische visie ons model opgezet en onze analyse verricht: het gaat er ons niet om 'voldoende' evidentie op tafel te leggen; dat is een te vergaande prentie. Kunnen sociale wetenschappers meer doen dan veronderstellingen die in meerdere of mindere mate van plausible argumenten zijn voorzien confronteren met 'de' empirie? Wij menen van niet. Wat wij wel met al ons theoretiseren en empirisch onderzoeken kunnen is niet meer dan nagaan, of en in hoeverre de data – waarvan wij veronderstellen dat zij 'de' empirie vormen – isomorf zijn met de theorie, de veronderstellingen, de apriori's waarvan wordt uitgegaan. Hooguit kan men tot de uitspraak komen: bij de gegeven data is de

ontwikkelde redenering (theorie, veronderstelling) houdbaar. Maar tegelijkertijd erkent men daarmee, dat de data ook nog wel eens met een andere theorie – een concurrerende wellicht – isomorf zouden kunnen zijn. Wij sluiten de rationalisatietheorie van Middendorp niet uit, maar het was niet onze theorie, en ook niet de theorie die in de regel aan onderzoek op dit terrein ten grondslag ligt.<sup>1</sup> Daarmee voeren wij geen pleidooi voor wetenschappelijk conservatisme of conventionalisme; met name de sociaal-psychologische 'social judgment'-theorie (zie onze noot 17) biedt aanknopingspunten voor de ontwikkeling van een aan onze 'afwegingshypothese' contraire 'rationalisatiehypothese'. De data van het Nationaal Kiezersonderzoek van 1977 bieden naar onze mening echter geen bevredigende mogelijkheden om de reciproke invloed van iemands stemvoorkeur op iemands politieke opvattingen en percepties vast te stellen<sup>2</sup>, om de 'rationalisatiehypothese' met de 'afwegingshypothese' te confronteren. Echter, uit recent onderzoek door Page & Jones blijkt dat de samenhang tussen stemvoorkeur en politieke opvattingen en percepties slechts voor een zeer klein gedeelte aan rationalisatie kan worden toegeschreven: 'The evidence suggests that few voters, if any, rely exclusively upon simple rationalization in arriving at their final evaluations'.<sup>3</sup> Zolang deze conclusie van Page & Jones niet weerlegd is, lijkt het onjuist de samenhang tussen iemands stemvoorkeur toe te schrijven aan rationalisatie.

### 2. Vinden alle bevolkingsgroepen alle strijdpunten even belangrijk? Interactietermen

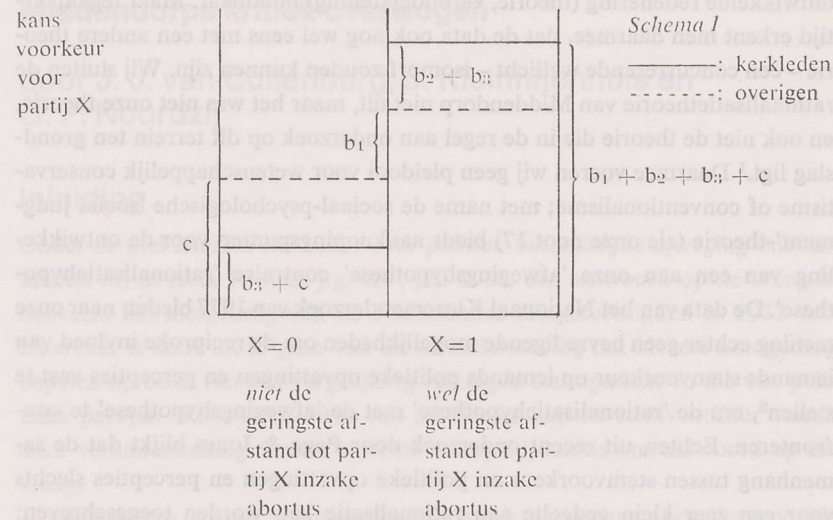
Er wordt wel beweerd dat kerkleden abortus een heter hangijzer vinden dan anderen en hun stemvoorkeur meer door hun politieke voorstellingen inzake abortus laten leiden dan anderen. Als dat zo zou zijn, dan zouden kerkleden die voor wat betreft abortus het meest instemmen met de stellingname van partij X, vaker aan partij X de voorkeur moeten geven dan de overige Nederlanders die inzake abortus het meest instemmen met de stellingname van partij X. Ook zal dan moeten gelden dat de kerkleden die inzake abortus niet het meest instemmen met partij X voor wat betreft abortus minder vaak aan partij X de voorkeur zullen geven dan de overige Nederlanders voor wie partij X ten aanzien van abortus niet de meest ideale partij is. Wij kunnen dit weergeven in schema 1 (schema 1 is equivalent aan tabel 1 uit ons artikel).

Uit tabel 1 van ons artikel en uit het schema hieronder blijkt dat de interactietheorie moet worden verworpen als niet geldt  $b_1 > 0$ , als niet geldt  $b_2 > -b_3$ , als niet geldt  $b_3 < 0$  en/of als niet geldt  $c > b_3$ . Schema 1 kan worden weergegeven in één regressievergelijking:

$$Y_x = b_1X_1 + b_2X_1D + b_3D + c + e_i$$

waarin: ,





$Y_x$  = kans dat voorkeur voor partij X wordt uitgesproken

$X_1$  = standpuntbepaling inzake abortus

0 = de respondent stemt niet het meest in met partij X

1 = de respondent stemt het meest in met partij X

D = kerkelijke binding

0 = de respondent is niet kerkelijk

1 = de respondent is kerkelijk

Het is Middendorp onduidelijk waarom '... interactietermen ... ook zelf in het model zouden moeten worden opgenomen', d.w.z.: waarom de term  $b_3D$  in de vergelijking voorkomt. Welnu, de hierboven geschetste gedachte, die ook nog eens in tabel 1 uit ons artikel en in schema 1 wordt weergegeven, kan alleen worden weergegeven in een mathematische formule waarin die interactieterm ook zelf met een eigen gewicht is opgenomen; als geldt  $b_3 = 0$ , dan moet onze interactietheorie worden verworpen.

De hier geschetste interactietheorie blijkt *geen opgeld* te doen. De vaak gehoorde stelling dat voor kerkgangers het abortus-*issue* belangrijker is in hun afweging kan niet worden bevestigd, hetgeen uiteraard:

- niet wegneemt dat het doorsnee kerklid een andere mening heeft over abortus dan de doorsnee onkerkelijke;
- niet uitsluit dat een christelijke partij zich meer ten aanzien van abortus kan profileren dan een andere partij.

Ook onze andere interactie-hypothesen moesten worden verworpen (zie ons artikel, o.a. p. 310). Toch mist Middendorp deze interactie-termen in de uiteindelijk gerapporteerde regressievergelijkingen. Nu weten wij dat Midden-

dorp in zijn 'Ontzuiling, politisering en restauratie in Nederland' significantietoetsen achterwege laat en dat hij zulks rechtvaardigt 'gezien het niet-hypothese-toetsende karakter'<sup>4</sup> van deze studie, maar desondanks niet voorkomt 'dat hij door overinterpretatie de vraag ernaar over zich afroept'.<sup>5</sup> Het zij zo. Maar het gaat toch wel wat ver als Middendorp *ons* gaat verwijten dat wij, nota bene in een hypothese-toetsende studie, wel significantietoetsen uitvoeren en geen insignificante relaties rapporteren.<sup>6</sup>

### 3. Waarom bij dichotome afhankelijke variabelen regressie-analyse?

Merkwaardig wordt de kritiek van Middendorp wanneer hij opmerkt dat wij in plaats van regressie-analyse op dichotome afhankelijke variabelen ten onrechte geen discriminant-analyse hebben toegepast. Denkt Middendorp dat toepassing van discriminant-analyse tot heel andere resultaten zou hebben geleid? R. A. Fisher toonde reeds aan 'that the coefficients obtained from multiple regression on a dichotomous dependent variable are proportional to the discriminant weights obtained from true discriminant analysis'<sup>7</sup>; discriminant-analyse is 'niet anders dan een categoriale variant van multiple correlatie'.<sup>8</sup> Een reden waarom wij in plaats van discriminant-analyse regressie-analyse hebben toegepast is de grotere inzichtelijkheid van regressie-analyse: bij de door ons toegepaste werkwijze ziet men duidelijk drie onderscheiden waarden voor drie verschillende partijen ontstaan; duidelijk komt tot uiting dat de partij waarvoor de grootste waardering bestaat de partij is die gekozen zou moeten worden als inhoudelijk zou worden afgewogen.

Nu is bekend dat aan het toepassen van regressie-analyse op dichotome afhankelijke variabelen - evenals aan discriminant-analyse - technische bezwaren zijn verbonden, zij het dat bekende econometrische handboeken tot een heel verschillende waardering van die bezwaren komen.<sup>9</sup> Eén zo'n bezwaar wordt door Middendorp gesignaleerd en uitvergroot. Dat bezwaar luidt kort en bondig: de dichotome afhankelijke variabele kent alleen de waarden (0) en (1) (resp. niet of wel de voorkeur geven aan partij X); de voorspelde waarde van de afhankelijke variabele kan ook waarden kleiner dan 0 en groter dan 1 aannemen; de voorspelde waarde - of een gemiddelde van voorspelde waarden - kan dus nooit als een kans worden geïnterpreteerd. Wij hebben in de tabellen 5, 8 en 10 de gemiddelde voorspelde waarde wel als een kans geïnterpreteerd. Waarom? Om twee redenen:

- 'when the split on the dichotomous dependent variable for the sample as a whole is between 25% and 75%' levert blijkens onderzoek van Knoke (1975) en Goodman (1976) regressie-analyse dezelfde resultaten als de in ieder geval toelaatbare log-lineaire analyse-technieken<sup>10</sup>;



- 'The unstandardized slopes generated by dummy dependent-variable regression possess the properties of fundamental parameters, but the effect parameters of log-linear models do not, since controlling for a variable that affects the dependent variable but is uncorrelated with the independent variable changes the estimate of the effect parameter'.<sup>11</sup>

Omdat de afhankelijke variabele nominaal van aard is, is er niets op tegen monotone transformaties uit te voeren op de met behulp van dummy-regressie-analyse verkregen voorspelde waarden. Als men het om welke reden dan ook onaanvaardbaar acht dat voorspellingen groter dan 1 en kleiner dan 0 voorkomen, dan kan men de voorspellingsvariabele b.v. transformeren tot een cumulatieve normale verdeling.<sup>12</sup> Door zo'n transformatie kan echter nooit de rangorde van de voorspellingen veranderen. Voor ons doel was echter die rangorde van centraal belang: is de voorspelde kans dat iemand PvdA gaat stemmen groter of kleiner dan de voorspelde kans dat iemand VVD of CDA gaat stemmen? Hoewel wij door bovengenoemde transformaties de verklaarde varianties van de drie door ons gepresenteerde modellen waarschijnlijk belangrijk groter hadden kunnen laten lijken, hebben wij dat niet gedaan omdat het ons uiteindelijk te doen was om de rangorde.

#### 4. Schijnsamenhangen: verkeerde wijze van toetsen?

Een ernstig punt van kritiek is dat wij op onjuiste wijze uitwerking gegeven zouden hebben aan de ook naar de mening van Middendorp juiste gedachte, dat in sommige gevallen aansluiting van de feitelijke stemvoorkeur bij iemands beleidsopvattingen niet verklaard moet worden vanuit de veronderstelling dat inhoudelijk afgewogen is, maar verklaard kan worden doordat zowel de stemvoorkeur als de beleidsopvattingen door antecedente variabelen, zoals iemands kerklidmaatschap en iemands inkomenspositie in dezelfde richting worden beïnvloed.

Middendorp stelt dat men 'inkomen' en 'kerkgenootschap' eerst in de regressievergelijking moet opnemen, waarna bezien kan worden in welke mate de overige onafhankelijke issue-variabelen resterend aan de voorspelling bijdragen. Wij hebben uitsluitend de resultaten van de laatste stap gerapporteerd (tabellen 5, 8 en 9; noten 24, 26 en 28). De resultaten van de laatste stap geven aan dat de standpuntbepalingen ten aanzien van issues een belangrijke *zelfstandige* rol spelen bij de partijkeuze (de regressie-coëfficiënten geven immers het *directe* effect weer; zij geven weer hoe groot de verandering in de afhankelijke variabele is tengevolge van een verandering van één meeteenheid in de verschillende onafhankelijke variabelen onder constanthouding van de overige onafhankelijke variabelen). De voorspelling van de stemvoorkeur (zie tabel 11) is niet gebaseerd op iemands inkomen en ook niet op iemands kerk-

lidmaatschap, maar op iemands beleidsopvattingen en op het *zelfstandige* belang daarvan.

Middendorp stelt dat op deze wijze het effect van inkomen en kerkgenootschap niet uitgeschakeld wordt. Meent hij – ten onrechte – dat de regressiecoëfficiënten verkregen bij de laatste stap van een stapsgewijze regressie-analyse verschillen van de regressiecoëfficiënten waarbij de onafhankelijke variabelen simultaan worden ingevoerd? Of is Middendorp van mening dat men eerst de variantie in de stemvoorkeur die verklaard kan worden vanuit 'inkomen' en 'kerkgenootschap' moet verwijderen en vervolgens de issue-variabelen moet regresseren met de aldus verkregen 'residuele' stemvoorkeur?<sup>13</sup> Een dergelijke werkwijze is echter strijdig met onze theorie: onze theorie luidde niet, dat alleen voorzover de stemvoorkeur niet verklaard kan worden vanuit 'kerkelijke binding' en 'inkomen', iemands beleidsopvattingen van belang kunnen zijn.

Middendorp uit ook kritiek op de door ons gepresenteerde R<sup>2</sup>-waarden. Voor iedere partij hebben wij een model getoetst waarin naast issue-variabelen ook antecedente variabelen een rol speelden. De drie gerapporteerde R<sup>2</sup>-waarden hebben betrekking op de verklaarde varianties door deze modellen. Middendorp schrijft ons ten onrechte de bedoeling toe deze R<sup>2</sup>-waarden te hanteren als maatstaf voor de verklarende kracht door de issue-variabelen alleen. Om een maatstaf voor de zelfstandig verklarende kracht van alle issue-variabelen samen te verkrijgen moeten de modellen voor de PvdA, het CDA en de VVD aan elkaar gekoppeld worden en moet een voorspelling van de stemvoorkeuren worden gemaakt, waarbij uiteraard geen gebruik mag worden gemaakt van de variabelen 'inkomen' en 'kerklidmaatschap'. Het resultaat van deze werkwijze is dat bijna 70% van het aantal stemvoorkeuren toegeschreven kan worden aan de issue-variabelen ofwel aan inhoudelijke afweging (zie ons artikel § 3.6, pp. 308-309). Dit percentage ligt ten grondslag aan de beantwoording van onze probleemstelling.<sup>14</sup>

Een derde kritiekpunt van Middendorp op de door ons gerapporteerde regressievergelijkingen is dat 'te verwaarlozen coëfficiënten als -.02, -.04 worden . . . vermeld'. Wij wijzen er echter op dat de verwaarloosbaarheid van *ongestandaardiseerde* regressiecoëfficiënten slechts beoordeeld kan worden als men let op het waardenbereik van de desbetreffende variabelen (in casu niet 0-1 maar 1-12); d.w.z. het gaat hier om richtingscoëfficiënten, niet om  $\beta$ -coëfficiënten.

#### 5. Alternatieve besluitvormingsregels

'De keuze van de discrepantie-maat per issue . . . wordt onvoldoende gemotiveerd' volgens Middendorp. Met andere woorden: wij zouden niet hebben



aangegeven waarom wij denken dat stemgerechtigden op deze en niet op een andere wijze afwegen. Dit verwijt lijkt ons onterecht. In een appendix hebben wij zelfs het in de hoofdtekst beschreven en geargumenteerde afwegingsmodel zowel theoretisch als empirisch geconfronteerd met alternatieve besluitvormingsmodellen. Onze conclusie was 'dat de stemvoorkeur van kiezers het best is te verklaren door issues afzonderlijk met die stemvoorkeur in verband te brengen'. Verder onderzoek van één onzer heeft ons inmiddels geleerd dat die conclusie zeer plausibel is.<sup>15</sup>

Waar gaat het om? Over de wijze waarop afgewogen wordt zijn verschillende hypothesen denkbaar. Afwegingsmodellen, besluitvormingsregels, optimalisatiecriteria of hoe men ze ook noemen wil, verschillen van elkaar op veel punten. Niet alle punten waarop modellen van elkaar kunnen verschillen zijn operationaliseerbaar met de data van het Nationale Kiezersonderzoek 1977. Er zijn echter minstens vier relevante *verschilpunten*, die met de data van dit onderzoek wel kunnen worden geoperationaliseerd.

Het *eerste* kenmerk kan worden aangeduid als *uiteenhouding versus aaneenrijging*. Het is denkbaar dat kiezers de door hen gepercipieerde overeenkomsten tussen hun eigen beleidswensen en de beleidsvoornemens van een partij op tal van beleidsterreinen *aaneenrijgen* tot een 'totale' overeenkomst, een soort somscore; voorondersteld wordt dan dat de kiezers beschikken over een 'welzijnsnoemer', waartoe zij discrepanties ten opzichte van partijen op zulke uiteenlopende terreinen als medezeggenschap in bedrijven en abortus provocatus herleiden. Als men veronderstelt dat de kiezers niet over een dergelijke 'welzijnsnoemer' beschikken, althans deze niet toepassen, dan moet men ervan uitgaan dat issue-gebonden, per beleidsterrein wordt nagegaan welke partij het beste is en dat vervolgens op de één of andere wijze wordt geteld op hoeveel beleidsterreinen partij X het minst slecht is. Deze laatste veronderstelling, waarbij discrepanties tussen wensen en partijvoornemens op verschillende terreinen niet aaneengeregen maar uiteengehouden worden, ligt ten grondslag aan het in de hoofdtekst van ons artikel gepresenteerde afwegingsmodel; de door b.v. Bronner & De Hoog onderzochte modellen gaan uit van 'aaneenrijging'.<sup>16</sup>

Een *tweede* verschilpunt tussen afwegingsmodellen is of bij non-perceptie van de kiezer wordt uitgegaan van het spreekwoord *onbekend maakt onbemind* of van het spreekwoord *wat niet weet, wat niet deert*. In het eerste geval wordt verondersteld dat kiezers die niet weten wat de beleidsvoornemens van partij X ten aanzien van b.v. kerncentrales zijn, het zekere voor het onzekere nemen en ervan uitgaan dat partij X voor wat betreft kerncentrales iets wil waarin de kiezer geen enkel heil ziet (ofwel: maximin). In het tweede geval wordt verondersteld dat kiezers die niet weten wat de beleidsvoornemens van partij X ten aanzien van kerncentrales zijn, ervan uitgaan dat de voornemens

van partij X ten aanzien van kerncentrales ongeveer even 'slecht' resp. 'voortreffelijk' zullen zijn als de hen wel bekende voornemens van partij X. Ons model gaat uit van 'onbekend, onbemind'.

Een *derde* verschilpunt tussen hypothetische besluitvormingsregels berust in het *gewicht* dat aan verschillende beleidsterreinen wordt toegekend. Men kan veronderstellen dat alle kiezers alle beleidsterreinen (ongeveer) even belangrijk vinden voor hun voorkeurbepaling; men kan veronderstellen dat alle kiezers sommige strijdpunten belangrijker vinden dan andere (zoals in ons artikel); men kan ook veronderstellen dat het belang dat aan de verschillende beleidsterreinen wordt gehecht van kiezer tot kiezer kan verschillen.

Een *vierde* verschilpunt tussen hypothetische afwegingsmodellen is de mate waarin *compensatie* plaats vindt. Men kan veronderstellen dat de kiezers ervan uitgaan dat een partij die op het ene beleidsterrein volgens hen 'slechte' beleidsvoornemens heeft, de gratie van die kiezers kan behouden, door dit te compenseren met beleidsvoornemens op een ander terrein die naar de mening van die kiezers 'voortreffelijk' zijn. Een andere veronderstelling is dat kiezers, die op welk beleidsterrein dan ook, de beleidsvoornemens van partij X sterk afwijzen, nooit partij X zullen kiezen. Een derde veronderstelling is verwant aan de 'satisficing'-regel van Simon: die partij wordt gekozen die – na eventuele verhoging of verlaging van aanvaardbaarheidsdrempels – naar de mening van de kiezer op alle beleidsterreinen aanvaardbare beleidsvoornemens heeft. Ons model laat volledige compensatie toe.

Combinatie van deze verschilpunten waarop besluitvormingsmodellen van elkaar kunnen verschillen, leidt tot  $2 \times 2 \times 3 \times 3 = 36$  afwegingsmodellen. Niet alle combinaties zijn echter theoretisch zinvol. Na eliminatie van de zinloze combinaties resteren 15 hypothetische afwegingsmodellen.

Van deze 15 modellen is – op een wijze vergelijkbaar aan die in ons artikel – nagegaan hoe groot de percentages stemvoorkeuren zijn die correct gepostdiced kunnen worden uitgaande van de veronderstelling dat die afwegingsregels feitelijk worden toegepast. Het percentage correcte postdicties op grond van het model dat wij in ons artikel behandelden, blijkt *significant groter* dan het percentage van welk der veertien andere modellen dan ook. Bovendien blijkt de verzameling kiezers waarvoor de in ons artikel omschreven regel correcte postdicties van de stemvoorkeur oplevert – op toevalsfluctuaties na die redelijkerwijs toegeschreven kunnen worden aan meetfouten – alle verzamelingen van kiezers waarvoor de andere 14 modellen correcte postdicties opleveren te omvatten. Als meerdere modellen denkbaar zijn, maar één in alle gevallen voldoet, lijkt het plausibel te veronderstellen dat dat éne model het meest valide is.

Ten overvloede; bovendien blijkt de door ons model 'onverklaarde variantie' geen vanuit ons model 'onbegrepen variantie' te zijn: voor kiezers die niet



of nauwelijks op basis van hun beleidsopvattingen *kunnen* stemmen, blijkt ons model meestal de stemvoorkeur foutief te voorspellen (voor kiezers met weinig politieke standpunten en/of weinig gepercipieerde partijvoornemens en/of voor kiezers waarvoor afweging op louter politieke gronden (vrijwel) tot een ex aequo waardering voor verschillende politieke partijen zou leiden).

## 6. Tot slot

Onder het hoofdstuk 'presentatie' – waarover de lezer zelf oordele – verwijt Middendorp ons dat wij termen zoals 'compensatorisch' en 'issue-gebonden theorievorming' bezigen. Middendorp acht dergelijke termen 'onnodig "zwaar"' in het licht van het feit dat het hier later blijkt te gaan om het toepassen van de standaardtechniek der multi-pele regressie'. Uit deze zinsnede leiden wij af dat Middendorp de mening toegedaan is, dat men het taalgebruik over politicologische vraagstukken niet door de aard van die vraagstukken, maar door de moeilijkheidsgraad van de toegepaste onderzoekstechnieken moet laten bepalen.

Wat betreft Middendorps kritiek op onze toetsingswijze: omdat bij ons niet de techniek maar de theorie centraal stond, zijn wij in ons artikel niet uitvoerig stil blijven staan bij de vraag waarom naar onze mening multi-pele regressie boven andere technieken te prefereren valt. Recente politicologisch-methodologische literatuur wijst er echter op dat de door ons toegepaste analyse-technieken even goed en misschien wel beter geschikt zijn voor onze problematiek dan andere technieken (zie de verwijzingen naar Hinich en Gillespie).

De stelling dat het overgrote merendeel van de kiezers afweegt op politieke gronden en op de wijze die in ons artikel omschreven is, kan ook door nader onderzoek niet worden weerlegd. Dat moet Middendorp, die zegt 'wel enig vertrouwen' in de 'rationaliteit' van de kiezer te hebben, deugd doen.

Tot slot, voor ons blijft een boeiende vraag, bij wie Middendorp 'navraag' heeft gedaan (§ 6). Niet bij ons in ieder geval, en dat is jammer, want het zou hem en ons veel werk hebben bespaard.

## Noten

1. Vergelijk de in ons artikel aangehaalde literatuur.
2. Met behulp van de data van het Nationaal Kiezersonderzoek konden wij geen recursief model opstellen dat èn identificeerbaar èn theoretisch plausibel was.
3. B. I. Page & C. C. Jones, Reciprocal effects of policy preferences, party loyalties and the vote, *American Political Science Review*, 1979, p. 1085.
4. C. M. Middendorp, Repliek op de bespreking door C. van der Eijk van 'Ontzuiling politisering en restauratie in Nederland', *Acta Politica*, 1980, p. 535.
5. C. van der Eijk, Reactie op Repliek, *Acta Politica*, 1980, p. 539.

6. Hiermee hangt samen de vraag van Middendorp naar een verklaring voor de verschillende aantallen respondenten bij verschillende regressievergelijkingen. Omdat de variabele 'inkomen' niet significant samenhangt met de variabele 'stemintentie CDA' en de variabele 'inkomen' een zeer groot aantal 'missing values' heeft, is het aantal respondenten bij de regressievergelijking voor het CDA niet 755 maar 1284 (het bij de regressievergelijking voor de VVD vermelde aantal van 752 berust op een typefout; dit moet zijn 755). Waarom – afgezien van 'missende waarden' – slechts 1292 respondenten, vraagt Middendorp zich verder af, waarom zijn respondenten die aan de kleine(re) partijen de voorkeur gaven niet in de analyse betrokken? Omdat met de data van het Nationaal Kiezersonderzoek 1977 niet kan worden beoordeeld of degenen die aan deze partijen de voorkeur geven zulks doen op grond van een 'politieke afweging' (vragen over de beleidsvoornemens van kleine partijen waren niet gesteld (vgl. ons artikel p. 293, p. 300 en noot 21, 22).

7. M. J. Hinich, Dichotomous variable regression and discriminant weights, *Political Methodology*, 1979, p. 5.

8. J. P. van der Geer, *Inleiding tot de multivariate analyse*, p. 195, Van Loghum Slaterus, Arnhem, 1967.

9. Vgl. J. Johnston, *Econometric Methods*, 1972, pp. 182-186, versus A. S. Goldberger, *Econometric Theory*, 1964, pp. 248-255.

10. M. W. Gillespie, Log-linear techniques and the regression analysis of dummy dependent variables: further bases for comparison, *Sociological Methods & Research*, 1977 (vol. 6, no. 1), p. 103.

11. *Ibid.*, p. 117.

12. De transformatie van de voorspelde waarden verkregen bij dummy-regressie-analyse tot een cumulatieve normale verdeling vormt één van de kernelementen van de zgn. probit-analyse. Aldrich meldt dat de verklaarde variantie met deze probit-analyse bij de bepaling van de mate waarin politiek inhoudelijk afgewogen werd bij de Amerikaanse presidentsverkiezingen van 1972 ongeveer 3/2 keer zo groot lijkt als de verklaarde variantie bij simpele dummy-regressie-analyse. Zie J. Aldrich & C. F. Cnudde, Probing the bounds of conventional wisdom: a comparison of regression, probit, and discriminant analysis, *American Journal of Political Science*, 1975, m.n. p. 583.

13. Aldus berekend zou het percentage correcte postdicties niet 69.1% maar 64.9% zijn.

14. Overigens moet worden bedacht dat de grootte van dit percentage afhankelijk is van het aantal partijen dat in de analyse betrokken wordt. Als 25 partijen in de analyse worden betrokken is de kans dat iemands stemvoorkeur 'toevallig' goed voorspeld wordt veel kleiner dan wanneer men slechts drie partijen in de analyse betreft.

15. J. Kleinnijenhuis, Afweging overwogen: een empirisch gestoelde verhandeling over besluitvormingsregels voor het uitbrengen van een stem (doctoraalscriptie), Vrije Universiteit Amsterdam, subfaculteit politicologie, 1980.

16. Vgl. A. E. Bronner & R. de Hoog, *Politieke voorkeur: oordelen en beslissen*, Amsterdam, 1978.