



Universiteit
Leiden
The Netherlands

Waarneming van het stelsel van Nederlandse politieke partijen

Koomen, W.; Willems, L.F.M.

Citation

Koomen, W., & Willems, L. F. M. (1969). Waarneming van het stelsel van Nederlandse politieke partijen. *Acta Politica*, 4: 1968/1969(4), 460-465. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/3451165>

Version: Publisher's Version

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

Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3451165>

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

WAARNEMING VAN HET STELSEL VAN NEDERLANDSE
POLITIEKE PARTIJEN

door W. Koomen en L. F. M. Willems

Probleemstelling

In zijn kritiek op het Hotelling-Downs model, waarin de alternatieven van het regeringsbeleid in een unidimensionale ruimte, n.l. het links-rechts continuüm, worden geplaatst, bepleit Stokes (1963)¹ meer aandacht voor de vraag in welke termen of dimensies het electoraat de politieke partijen waarneemt. Deze dimensies lijken zowel per land als per periode te kunnen variëren; men kan naast de links-rechts dimensie aan religieuze, ethnische en stad-platteland dimensies denken.

In ons land is het gebruikelijk overeenkomsten en verschillen tussen politieke partijen vooral tot uitdrukking te brengen door onderscheidingen als linkse en rechtse partijen, confessionele en niet-confessionele partijen (vgl. Daalder, 1955).

In dit artikel zullen we de juistheid van deze laatste opvatting trachten na te gaan.

Steekproef, methode van analyse en operationalisaties

Op grond van praktische en financiële overwegingen beperkten wij ons onderzoek tot de kiezers van één gemeente, n.l. de gemeente Schagen in Noord-Holland. De politieke verhoudingen in dit stadje blijken een niet al te onredelijke afspiegeling te vormen van de landelijke politieke verhoudingen. In vergelijking met het landelijke patroon is de VVD in Schagen oververtegenwoordigd en zijn de ARP en CHU ondervertegenwoordigd.

Uit het register van woningen werd een aselechte steekproef van 126 woningen getrokken. We besloten vervolgens op elk van deze adressen één kiezer te loten en deze onze schriftelijke enquête voor te leggen. Onze goede bedoelingen t.a.v. een zo aselechte mogelijke steekproef werden echter doorkruist door het niet-thuis-zijn van respondenten (al werd elk adres, wanneer nodig, maximaal drie keer bezocht), weigeringen (i.v.m. deze weigeringen werd later gepoogd een andere bewoner over te halen), en onvolledig invullen van de vragenlijst (wij komen hierop terug).

Teneinde de dimensies te ontdekken die de kiezers hanteren bij hun waarneming van de Nederlandse politieke partijen, werd elke respondent gevraagd de partijen die op het tijdstip van onderzoek (zomer 1968)

¹ Literaturopgaven vindt men aan het eind van dit verslag.

waren vertegenwoordigd in de Tweede Kamer, naar voorkeur te rangordenen. De partijen waren in alfabetische volgorde vermeld, voluit en met hun afkortingen. Door verschillende vormen van multidimensionale 'scaling' (vgl. Coombs, 1964) is het mogelijk uit de aldus verkregen rangordenen de dimensies te lichten die de respondenten gebruiken bij het naar voorkeur ordenen van de partijen. Bovendien geeft de analyse informatie over de positie van de respondent op de verschillende dimensies. Door deze informatie te vergelijken met andere antwoorden van de respondent is het mogelijk na te gaan of de interpretatie (naamgeving) van de dimensies door de onderzoeker de werkelijkheid niet al te zeer geweld aandoet. Mede daarom werd de respondenten nog een aantal vragen voorgelegd. De volgende vragen beoogden *progressiviteit* te meten (vgl. Hoogerwerf, 1964): Wenst u dat de verschillen tussen hoge en lage inkomens groter worden, kleiner worden of blijven zoals ze zijn? Er zijn particulieren die veel bezitten en anderen die minder bezitten. Wenst u dat deze verschillen in bezit groter worden, kleiner worden of blijven zoals ze zijn?

Wenst u dat de medezeggenschap van de werknemers in de bedrijven groter wordt, kleiner wordt, of blijft zoals ze is?

Autoritarisme werd gemeten met behulp van de vragen:

Het belangrijkste dat men kinderen kan leren is algehele gehoorzaamheid aan hun ouders.

(Antwoordcategorieën: helemaal mee eens, mee eens, geen mening, niet mee eens, helemaal niet mee eens.)

Het vertonen van naakte of halfnaakte mensen op de televisie dient te worden toegelaten.

(Antwoordcategorieën als boven.)

De politie kan tegen misdadigers niet hardhandig genoeg optreden.

(Antwoordcategorieën als boven.)

Verder dienden de respondenten aan te geven: geslacht, leeftijd, kerkgenootschap, frequentie van kerkbezoek (iedere week of meerdere keren per week, vaak maar niet iedere week, af en toe, bijna nooit, nooit), opleiding en inkomen.

Analyse en resultaten

Er werd reeds op gewezen dat onze steekproef niet representatief is voor het Schagens electoraat. Op 14 adressen van de 126 bleek driemaal niemand thuis te zijn, op 31 adressen werd medewerking aan het onderzoek geweigerd (analyse wees uit, dat vooral oudere vrouwen bij de weigeraars oververtegenwoordigd zijn). De representativiteit werd nog verkleind, doordat de resterende 81 respondenten nogal moeite hadden met de meest relevante vraag, n.l. de rangordering van de partijen. Pogingen om de analyse uit te voeren over de gegevens van respondenten die 6 of meer partijen hadden gerangordend en waarbij de ont-

beschouwing (n.l. de GPV, PPR en SGP) en we besloten de analyse slechts uit te voeren met de gegevens van de 46 respondenten die de overige 9 partijen gerangordend hadden. De analysemethode die het meest in aanmerking leek te komen, was de multidimensionale ontvouwingmethode van Coombs (1964) (vgl. ook Roskam, 1968). Daar onze ervaringen met deze methode² bij voornoemde analysepogingen niet gunstig waren, pasten wij de door Coombs als surrogaat gebrandmerkte methode der principale componenten toe (vgl. Lawley en Maxwell, 1963) op de matrix van produkt-moment correlaties tussen partijen. De door Coombs veronderstelde extra component lijkt achterwege te blijven door het gebruik van ordinale gegevens; hierdoor wordt in het algemeen de rang van de data-matrix één kleiner (vgl. ook het advies van Ross en Cliff, 1964). Vervolgens pasten wij op de eerste twee, resp. drie componenten varimax-rotatie (Kaiser, 1958) toe om zoveel mogelijk een 'eenvoudige' structuur te benaderen. Op de geroteerde componenten werden component-scores voor elk individu berekend (Kaiser, 1962).³ De structuur bleek met twee componenten het duidelijkste beeld te geven (in het geval van drie componenten leken de tweede en derde, beide zowel ten opzichte van elkaar als op zichzelf beschouwd, moeilijk te duiden confessionele dimensies).

Overigens mislukte ook hier de poging om met de ontvouwingmethode van Coombs tot een duidelijke structuur te komen.

Tabel 1 geeft een overzicht van de waarden die de partijen op de twee

Tabel 1, waarden die de partijen op de geroteerde componenten hebben

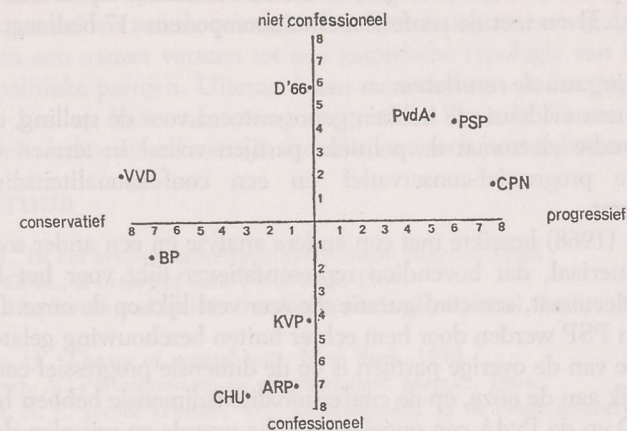
partij	component 1	component 2
A.R.P.	-.08	-.72
B.P.	-.71	-.16
C.H.U.	-.29	-.75
C.P.N.	+.76	+.14
D'66	-.01	+.58
K.V.P.	-.04	-.42
P.S.P.	+.60	+.43
P.v.d.A.	+.52	+.47
V.V.D.	-.85	+.21
Verklaarde variantie	28%	23%

² Wij maakten hierbij gebruik van een in het Psychologisch Laboratorium van de Universiteit van Nijmegen ontwikkeld computerprogramma, dat door bemiddeling van de heer C. v. d. Wijngaart van het Rekencentrum van de Faculteit der Sociale Wetenschappen van de Universiteit van Amsterdam op de X-8 van het Mathematisch Centrum te Amsterdam werd gedraaid.

³ Eveneens op de X-8 van het Mathematisch Centrum.

componenten innemen. Te zamen 'verklaren' de componenten 51% van de variantie.

Voor een ruimtelijk beeld raadplege men onderstaande figuur:



Onze interpretatie van deze configuratie is, dat de eerste component de dimensie progressief-conservatief weergeeft, en de tweede component de confessionaliteitsdimensie. Deze benoeming kan ten dele gevalideerd worden aan de additioneel verzamelde gegevens m.b.t. progressiviteit en kerkgang. De drie genoemde progressiviteitsitems bleken over de gehele steekproef onderling significant ($p < .05$) samen te hangen.⁴ Zoals tevoren besloten was, werden daarom de scores op de items gecombineerd tot één progressiviteitscore per individu.

Deze progressiviteitsmaat vertoont een produkt-moment correlatie van .56 ($p < .0001$) met de dimensie progressief-conservatief. Uitgaande van de gemiddelde correlatie tussen de drie items (.32 voor $N = 46$, .34 voor $N = 80$) en met behulp van de Spearman-Brown formule (vgl. Gulliksen, 1950) vindt men als ruwe benadering van de betrouwbaarheid een waarde van ruim .40. Gelet op een dergelijke betrouwbaarheid wint de correlatie tussen progressiviteit en de door ons als progressief-conservatief bestempelde dimensie nog aan waarde en verminderen onze twijfels aangaande de interpretatie.

De confessionaliteitsdimensie vertoont met de variabele frequentie van kerkbezoek een correlatie van .50 ($p < .0005$). Daar het hierbij om één

⁴ Over de 46 personen beschouwd bleek één van de drie correlaties slechts bijna significant; mogelijk is dit een gevolg van de geringe varianties en de scheefheid van de verdelingen.

item ging, spelen overwegingen met betrekking tot betrouwbaarheid geen rol. Wel voelen wij ons ook hier gesterkt bij onze interpretatie. Interpretatie in termen van autoritarisme (bepaald met de tevoren vermelde items) lijkt minder zinvol, daar de correlatie met de progressiviteitscomponent, ondanks hogere interitem-correlaties bij de autoritarismemaat, .31 en met de confessionaliteitscomponent .17 bedraagt.

Bespreking van de resultaten

Wij menen evidentie te hebben gepresenteerd voor de stelling, dat het Nederlandse electoraat de politieke partijen vooral in termen van de dimensie progressief-conservatief en een confessionaliteitsdimensie waarneemt.

Roskam (1968) bereikte met een andere analyse en een ander soort uitgangsmateriaal, dat bovendien representatiever lijkt voor het Nederlandse electoraat, een configuratie die zeer veel lijkt op de onze. De BP, CPN en PSP werden door hem echter buiten beschouwing gelaten. De rangorde van de overige partijen is op de dimensie progressief-conservatief gelijk aan de onze, op de confessionaliteitsdimensie hebben bij hem de VVD en de PvdA een ongeveer gelijke waarde en wisselen de ARP en CHU van positie.

Hij prefereert echter een enigszins andere configuratie, waarbij één dimensie een onderscheid toont tussen radicale partijen (PvdA, D 66) en traditionele 'middle-class' partijen (CHU en ARP) met de KVP en VVD in een tussenpositie; de andere dimensie is een collectivisme-individualisme dimensie, met echter de KVP als meest collectivistisch, gevolgd door PvdA, met een tussenpositie voor de ARP, CHU en D 66, en een 'individualistische' positie voor de VVD. Daar Roskam bij zijn opzet niet in staat is deze interpretatie met behulp van ander materiaal te valideren en zijn interpretatie ons niet bevredigend lijkt (vooral bij de KVP als meest collectivistische partij zetten wij een vraagteken), handhaven wij onze interpretatie.

Bij een ongeveer gelijke taak voor de ondervraagden biedt onze methode belangrijke voordelen boven de methode waarbij respondenten wordt gevraagd politieke partijen te ordenen volgens een door de onderzoeker bepaald criterium, vaak links-rechts (vgl. Berting, 1968; Stapel, 1968; Jacobs en Jacobs-Wessels, 1968).

De voordelen zijn: a) informatie wordt verkregen over mogelijk meer dimensies; b) de respondent krijgt geen dimensies opgedrongen, waarbij nog komt, dat de betekenis van de dimensie per respondent kan variëren (vgl. voor in dit opzicht overtuigende resultaten Stapel, 1968); c) de positie van de respondent op elk van de dimensies kan worden bepaald. Vooral het onder c) genoemde lijkt van belang voor veel survey-onderbrekende gegevens werden ingeloot, mislukten. Vervolgens lieten we de partijen die het vaakst buiten de randordering waren gelaten, buiten

zoek waarin de geprefereerde politieke partij als achtergrondvariabele fungeert. Via niet veel meer informatie, n.l. een rangordering, kan dit soms slechts nominaal gehanteerde gegeven in min of meer onafhankelijke en tenminste ordinaal te hanteren componenten worden uiteengelegd. Bovendien lijkt de schaal verfijnder; b.v. progressieve socialisten worden gescheiden van de conservatieve. Tenslotte menen wij, dat onze resultaten een aanzet vormen tot een empirische typologie van Nederlandse politieke partijen. Uiteraard kan men zich een andere typologie denken, b.v. op basis van stemgedrag in de Tweede Kamer. Beide typologieën behoeven elkaar niet te dekken om toch juist te kunnen zijn.

LITERATUUR

- Berting, J., *In het brede maatschappelijke midden*. Meppel, 1968.
Coombs, C. H., *A theory of data*. New York, 1964.
Daalder, H., *Parties and politics in the Netherlands*, Political Studies, 3, 1955, 1-16.
Gulliksen, H., *Theory of mental tests*. New York, 1950.
Hoogerwerf, A., *Protestantisme en progressiviteit*. Meppel, 1964.
Jacobs, A. A. J., Jacobs-Wessels, W., 'Duidelijkheid' in de Nederlandse politiek. *Acta Politica*, 4, 1968, 41-54.
Kaiser, H. F., The varimax criterion for analytic rotation in factor analysis. *Psychometrika*, 23, 1958, 187-200.
Kaiser, H. F., Formulas for component scores. *Psychometrika*, 27, 1962, 83-87.
Lawley, D. N., Maxwell, A. E., *Factor analysis as a statistical method*. Londen, 1963.
Roskam, E. E. Ch. I., *Metric Analysis of ordinal data in psychology*. Voorschoten, 1968.
Ross, J., Cliff, N., A generalization of the interpoint distance model. *Psychometrika*, 29, 1964, 167-176.
Stapel, J., Wie en wat staan waar tussen links en rechts? *Acta Politica*, 4, 1968, 32-40.
Stokes, D. E., Spatial models of party competition. *The American Political Science Review*, 57, 1963, 368-377.