



Universiteit
Leiden
The Netherlands

Protestantisme en progressiviteit opnieuw bezien

Lange, F.; Brinkman, W.; Koomen, W.

Citation

Lange, F., Brinkman, W., & Koomen, W. (1968). Protestantisme en progressiviteit opnieuw bezien. *Acta Politica*, 3: 1967/1968(4), 340-353. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/3451045>

Version: Publisher's Version
License: [Leiden University Non-exclusive license](#)
Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/3451045>

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

ONDERZOEKPROBLEMEN

PROTESTANTISME EN PROGRESSIVITEIT OPNIEUW BEZIEN*

door F. Lange, W. Brinkman en W. Koomen

I INLEIDING

In zijn dissertatie *Protestantisme en progressiviteit*¹ stelde Hoogerwerf twee vragen:

- 1 in hoeverre zijn protestanten in Nederland progressief, conservatief of reactionair?
- 2 met welke sociale en culturele verschijnselen hangt dat samen?

Hoogerwerf definieerde 'politieke progressiviteit' als 'opvattingen gekenmerkt door het doel de in een samenleving bestaande ongelijkheid ten aanzien van een bepaalde waarde, volgens een bepaald verdelingscriterium te verminderen'.

Op overeenkomstige wijze definieerde hij 'conservatisme' als de opvatting dat dergelijke ongelijkheden onveranderd moeten blijven en 'politiek reactionarisme' als de opvatting, dat dergelijke ongelijkheden groter moeten worden.

Om de genoemde vragen te onderzoeken werd een enquête uitgevoerd. Op grond van zijn definities construeerde Hoogerwerf zijn index voor sociaal-politieke progressiviteit (SPP) met behulp van de volgende vier vragen:

- 1 'Wenst u dat de verschillen tussen hoge en lage inkomens groter worden, kleiner worden of blijven zoals zij zijn?' (item 14 in de vragenlijst);
- 2 'Er zijn particulieren die veel bezitten en andere die minder bezitten. Wenst u dat de verschillen tussen dat bezit groter worden, kleiner worden, of blijven zoals zij zijn?' (item 15);
- 3 'Wenst u dat de medezeggenschap van werknemers in bedrijven groter wordt, blijft zoals zij is, of kleiner wordt?' (item 16);

* Wij danken dr. A. Hoogerwerf voor de bereidwilligheid waarmee hij zijn materiaal aan ons beschikbaar stelde voor deze secundaire analyse.

Verder gaat onze dank uit naar drs. H. 't Hart en de heer J. J. Ho van de Steinmetz Stichting, die ons zeer van dienst zijn geweest bij de verwerking van de ponskaarten.

Drs. R. Mokken danken wij voor zijn adviezen op statistisch gebied, en last but not least danken wij drs. J. Oosterhoff van het Mathematisch Centrum voor zijn adviezen en het doen uitvoeren van de variantieanalyse. Een belangrijk deel van zijn rapport hebben wij in dit artikel opgenomen.

¹ A. Hoogerwerf, *Protestantisme en progressiviteit*. Een politicologisch onderzoek naar opvattingen van Nederlandse protestanten over verandering en gelijkheid. Meppel, 1964. 344 p.

4 'Wenst u dat Nederlandse hulp aan jonge landen in Azië en Afrika kleiner wordt, groter wordt, of blijft zoals zij is?' (item 17).

Voor elk progressief antwoord werd 1 punt toegekend; voor elk conservatief antwoord 2 punten en voor elk reactionair antwoord 3 punten. De totaalscore die een respondent kon behalen varieerde van 4 (uiterst progressief) tot 12 punten (uiterst reactionair).

De respondenten werden in drie klassen verdeeld:

- a personen met een totaal-score van 4 t/m 6 punten, de sociaal-politiek *progressieven*,
- b personen met een totaal-score van 7 t/m 9 punten, de sociaal-politiek *conservatieven*,
- c personen met een totaal-score van 10 t/m 12 punten, de sociaal-politiek *reactionairen*.

Hoogerwerf vond dat buitenkerkelijken en katholieken progressiever zijn dan hervormden en gereformeerden, zowel volgens de totaal-score als volgens drie van de vier item-scores. Ten aanzien van het vierde item (hulpverlening aan onderontwikkelde gebieden) bleken buitenkerkelijken minder progressief dan alle andere groeperingen.

Behalve de vier vragen uit de SPP-index, stelde Hoogerwerf een aantal vragen m.b.t. 'hervormingsdrang' op verschillende gebieden, zoals onderwijs, godsdienst, omroepbestel, bewapening en 'de maatschappij als geheel'. Bij elk van deze vragen werd gevonden dat buitenkerkelijken en katholieken progressiever zijn dan protestanten.

Bij verdere analyse van zijn gegevens onderzocht Hoogerwerf het verband tussen kerkgenootschap en progressiviteit bij constant houden van steeds één andere factor. Bij constant houden van de factor inkomen bleek het verschil tussen buitenkerkelijken, katholieken en protestanten niet meer significant te zijn ($p < .10$), terwijl bij constant houden van de factor kerkgenootschap wel significante verschillen bleken te bestaan tussen de vier inkomensklassen.

Op grond van deze resultaten² veronderstelde Hoogerwerf dat lidmaatschap van een protestantse kerk drieërlei effect heeft op sociaal-politieke progressiviteit:

- a het matigt de neiging tot sociaal-politieke progressiviteit in de lagere inkomenscategorieën (met name in de categorie van f 3000,— tot f 6000,— per jaar);
- b het matigt de neiging tot sociaal-politiek conservatisme in de middelste inkomenscategorie (van f 6000,— tot f 12.000,— per jaar);
- c het versterkt de neiging tot sociaal-politiek conservatisme in de hoogste inkomenscategorie (meer dan f 12.000,— per jaar).

Bij constant houden van respectievelijk de factoren opleiding, leeftijd, klasse-identificatie bleken de verschillen tussen de kerkelijke categorieën

² Hoogerwerf, p. 184, tabel 17.

te blijven bestaan. Tevens bleken bij constant houden van de factor kerkgenootschap significante verschillen tussen de opleidingsklassen: hoe lager het opleidingsniveau, hoe progressiever. De factoren leeftijd, en klasse-identificatie bleken bij constant houden van de factor kerkgenootschap geen significante verbanden met SPP te vertonen.

II MOTIVERING VAN DE SECUNDAIRE ANALYSE

Bezwaren tegen de SPP-index

Hoogerwerf stelde een index samen uit vier items waarvan hij de samenhang niet onderzocht. Zelfs al zou elk item redelijk correleren met de totaal-score op de index (hoewel dit uit de cijfers op p. 268 niet zonder meer duidelijk is), dan geeft dit nog geen garantie dat alle items ook onderling correleren. Elke item-score is immers vertegenwoordigd in de totaal-score, zodat reeds daarom een zekere samenhang tussen dat item en de index te verwachten is. Het lijkt met name niet waarschijnlijk, dat het item over de hulp aan onderontwikkelde gebieden zal correleren met de drie andere items, omdat al bleek dat buitenkerkelijken t.a.v. dit item juist minder progressief zijn dan katholieken en protestanten. Nu kan men tegenwerpen dat de items onderling niet hoeven te correleren. Het is mogelijk dat zij verschillende dimensies van SPP meten.

Ons inziens is het echter juist naar unidimensionale begrippen te streven. Het optellen van scores op verschillende dimensies van een begrip levert nl. vaak interpretatieproblemen op.

Bij een relatie tussen twee op dergelijke wijze gemeten begrippen, weet men niet hoeveel elke dimensie bijdraagt aan de relatie. Zo zou men b.v. kunnen aantonen, dat er een verband bestaat tussen autoritarisme en intelligentie. Stel dat de autoritarisme-score verkregen wordt door optelling van een rigiditeits- en een conservatisme-score. Achteraf kan men dan niet meer nagaan of beide componenten in verband staan met intelligentie, of dat één van de twee het verband heeft veroorzaakt. Kennelijk heeft Hoogerwerf deze problematiek zelf ook geconstateerd; het is anders moeilijk in te zien, wat de zin was van het onderzoek naar de relatie tussen elk item afzonderlijk en de factor kerkgenootschap.

Bezwaren tegen de analyse

In het algemeen kan men stellen, dat een verband tussen een afhankelijke en een onafhankelijke variabele vaak wordt geïnvaleideerd door andere onafhankelijke variabelen. Zo bleek b.v. bij Hoogerwerf, dat het constant houden van de variabele inkomen, de verschillen tussen de kerkgenootschap-klassen grotendeels deed verdwijnen. Hoogerwerf veronderstelde een boven geciteerd drieërlei effect van het lidmaatschap van een protestantse kerk op SPP. Deze veronderstellingen zijn o.i. niet zonder meer gerechtvaardigd. Zij zijn alleen gebaseerd op oppervlakkige inspectie. De enige gerechtvaardigde conclusie zou zijn geweest, dat de

inkomensfactor van grote invloed is op de SPP-score, en dat het waarschijnlijk is, dat het eerder gevonden verband tussen kerkgenootschap en SPP grotendeels verklaard wordt door verschillen in inkomen tussen deze kerkgenootschappen.

Hoogerwerf had verder kunnen gaan door de factor inkomen constant te houden, *te zamen* met andere factoren als opleiding, leeftijd en sekse. Het is n.l. niet onwaarschijnlijk dat, waar het constant houden van de factor inkomen het gevonden verband tussen kerkgenootschap en SPP reeds grotendeels deed verdwijnen, constant houden van inkomen en b.v. opleiding samen, het oorspronkelijke verband geheel had doen verdwijnen.

III DE SECUNDAIRE ANALYSE

De nieuwe index

In de vragenlijst van Hoogerwerf kwamen vijftien vragen voor die een indicator konden zijn voor sociaal-politieke progressiviteit. Dat waren de vragen:

- 14 Wenst u dat de verschillen tussen hoge en lage inkomens groter worden, kleiner worden of blijven zoals zij zijn?
- 15 Er zijn particulieren die veel bezitten en andere die minder bezitten. Wenst u dat de verschillen tussen dat bezit groter worden, kleiner worden of blijven zoals zij zijn?
- 16 Wenst u dat de medezeggenschap van de werknemers in de bedrijven groter wordt, blijft zoals zij is of kleiner wordt?
- 17 Wenst u dat de Nederlandse hulpverlening aan jonge landen in Azië en Afrika kleiner wordt, groter wordt of blijft zoals zij is?
- 18 Wenst u dat het Nederlandse omroepbestel (dus radio en televisie) blijft zoals het is, een beetje verandert of veel verandert?
- 19 Wenst u dat de toestand op het gebied van het onderwijs een beetje verandert, veel verandert of blijft zoals hij is?
- 20 Wenst u dat de toestand op kerkelijk gebied veel verandert, een beetje verandert of blijft zoals hij is?
- 21 Wenst u dat de toestand op het gebied van de bewapening in ons land een beetje verandert, blijft zoals hij is of veel verandert?
- 22 Wenst u dat de bestaande samenleving, de maatschappij in ons land, over het geheel genomen blijft zoals hij is, een beetje verandert of veel verandert?
- 71 Vindt u dat de overheid veel, een beetje of geen verandering in de Nederlandse maatschappij tot stand moet brengen?
Aan de items 43, 44, 47, 48 en 53 ging de volgende inleiding vooraf:
'Ik zal u een aantal opvattingen van verscheidene personen voorlezen. Het gaat om kwesties waarover men zeer verschillend kan denken. Wilt u telkens zeggen of u het met de mening die ik voorlees eens bent of niet eens bent?'
- 43 De standsverschillen zouden kleiner moeten zijn dan nu.
- 44 Armoede en onrecht moeten ons niet te zeer verdrieten, want na dit leven komt alles in orde.
- 47 De staat bemoeit zich met te veel dingen.
- 48 De arbeiders moeten nog steeds strijden voor een gelijkwaardige positie in de maatschappij.
- 53 Men moet in de politiek plannen maken, ook voor de verre toekomst.

Om uit deze verzameling de vragen te selecteren die geschikt zijn voor de vorming van een nieuwe index, berekenden wij de correlatie voor elk paar items. Zo verkregen wij een correlatie-matrix met 105 correlaties. Zouden die correlaties niet zijn berekend, dan zou men bij geen der items weten of de wens tot verandering t.a.v. een bepaald object duidt op progressiviteit of op reactionarisme. Zo is het b.v. niet zonder meer duidelijk dat de wens tot verandering op het gebied van de bewapening, duidt op SPP: men kan immers bedoelen dat de bewapening uitgebreid moet worden. Indien een item echter hoog correleert met andere items, terwijl de enige gemeenschappelijke component de variabele SPP kan zijn, dan kan men daaruit de conclusie trekken, dat dit item een indicator is voor deze variabele.

Bij de berekening van de correlaties werden de antwoordcategorieën bij alle vragen getrichotomiseerd (bij vragen waar vier antwoordmogelijkheden bestonden, werd de categorie 'geen mening' bij de middelste categorie gevoegd, omdat 'geen mening' in het algemeen duidt op een weinig extreme attitude).

Als correlatiecoëfficiënt werd Kendalls tau voor tabellen gebruikt.³ Na inspectie van de matrix, werd de volgende beslissingsprocedure gekozen: in de index zouden die items worden opgenomen die met elk der andere opgenomen items dusdanig hoog correleren dat de bijbehorende p-waarde kleiner is dan .002. Na toepassing van deze procedure bleek de nieuwe index te bestaan uit de items 14, 15, 19, 21, 22, 43, 48, 71.⁴

De progressiviteits-score van elke respondent werd verkregen door optelling van zijn acht item-scores. Op elk item kon hij maximaal een score 2, en minimaal een score 0 halen. De hoogste (meest progressieve) score die een respondent kon behalen, was dus 16, terwijl de meest conservatieve score 0 was.

De betrouwbaarheid van deze index werd geschat via de split-half methode, waarbij de items in de twee testhelften werden gematched naar percentage progressieve antwoorden. De betrouwbaarheid werd bepaald over een steekproef van $N = 100$ uit de oorspronkelijke steekproef van Hoogerwerf. Na correctie voor testlengte bedroeg de betrouwbaarheidscoëfficiënt .73.

Op dezelfde wijze werd de betrouwbaarheid van Hoogewerfs index onderzocht. Deze bedroeg .33. Via een extra correctie voor testlengte gingen wij na hoe hoog de betrouwbaarheid van Hoogewerfs index zou zijn geweest als hij, evenals wij, acht items zou hebben gebruikt. De betrouwbaarheid van zijn index zou dan zijn gestegen tot .49.

De correlatie tussen de scores op Hoogewerfs index en de onze bleek

³ C. van Eeden en R. Korswagen, *Handleiding voor de rangcorrelatietoets van Kendall*. Stichting Mathematisch Centrum, Amsterdam, 1959.

⁴ Per vergissing werd item 19 opgenomen in de index; ten onrechte, omdat het met twee van de zeven andere items geen correlatie vertoont.

over een sample van 100 respondenten een r_{pb} van .63 op te leveren (in dat sample kwam de categorie reactionairen niet voor, zodat de respondenten m.b.t. de Hoogerwerf-index gedichotomiseerd waren in conservatieven en progressieven).

Samenvattend kunnen wij stellen dat onze index op drie punten superieur is aan die van Hoogerwerf:

- 1 onze index vertoont een hogere mate van unidimensionaliteit dan Hoogewerfs index waar item 17 een duidelijk andere component meet als de andere drie items meten;
- 2 onze index blijkt aanmerkelijk meer betrouwbaar;
- 3 het grotere aantal items maakt de range groter, en daardoor wordt de differentiatie tussen de respondenten meer verfijnd.

De analyse

Wij wilden het verband tussen kerkgenootschap en progressiviteit onderzoeken bij constant houden van meerdere relevant geachte variabelen. Wij kozen de factoren inkomen, opleiding, leeftijd en geslacht.

Zoals boven vermeld, bleken de factoren inkomen en opleiding invloed uit te oefenen op de SPP-score bij constant houden van de factor kerkgenootschap. Dit is niet het geval met de factoren leeftijd en geslacht. Daar men in de literatuur wel eens de stelling tegenkomt dat vrouwen conservatiever zijn dan mannen en dat er een verband bestaat tussen leeftijd en progressiviteit,⁵ leek het ons onjuist deze factoren uit het design weg te laten. Zelfs al oefenen zij geen significante invloed op de progressiviteit uit, dan nog is het belangrijk hen constant te houden, teneinde een zo zuiver mogelijke bestudering van de effecten van de andere variabelen mogelijk te maken.

Om de invloed van elke variabele bij constant houden van alle andere te kunnen onderzoeken, maakten wij gebruik van een variantie-analytisch design, en wel als volgt:

- 1 de factor kerkgenootschap werd in 5 klassen verdeeld: buitenkerkelijken (0), rooms-katholieken (1), gereformeerden (2), remonstranten (3) en hervormden (4);
- 2 bij de factor leeftijd werden 4 klassen onderscheiden: 21-30 jaar (0), 30-50 jaar (1), 50-65 jaar (2) en ouder dan 65 jaar (3);
- 3 de factor opleiding werd door ons in 3 klassen verdeeld: alleen lagere school (0), enige vorm van voortgezet onderwijs (1), het hoger onderwijs en middelbaar of voorbereidend hoger onderwijs (2);
- 4 bij de factor inkomen werden 2 klassen onderscheiden: n.l. jaar

⁵ J. J. de Jong, *Overheid en onderdaan*. Wageningen 1956, v.w.b. beide stellingen. S. M. Lipset, *Political Man*. The social basis of politics. New York, 1959 en S. M. Lipset, P. F. Lazarsfeld, A. H. Barton, J. Linz, 'The Psychology of Voting. An Analysis of Political Behavior', in: G. Lindzey (Ed.), *Handbook of Social Psychology II*, Reading, Mass., 1959, v.w.b. de eerste stelling.

inkomen kleiner dan f 6000,- (0) en jaarinkomen groter dan f 6000,- (1);

5 de factor geslacht: mannelijk (0) of vrouwelijk (1).

Het totaal aantal cellen bedraagt dus $5 \times 4 \times 3 \times 2 \times 2 = 240$.

De factoren opleiding en inkomen waren door Hoogerwerf oorspronkelijk verdeeld in respectievelijk 5 en 4 klassen. Indien wij dit hadden aangehouden, zouden wij 800 cellen in ons design gekregen hebben, waardoor er een te groot aantal lege cellen zou ontstaan, d.w.z. een te groot aantal combinaties van niveaus van de 5 factoren waarmee geen personen uit de steekproef corresponderen.

In ons design corresponderen met 171 van de 240 cellen, personen uit de steekproef. De aantallen waarnemingen in elke cel (d.w.z. de SPP-scores van de met de cel corresponderende personen in de steekproef) zijn bovendien sterk verschillend.

We zullen onderstellen, dat de waarnemingen alle onafhankelijk zijn verdeeld. Aan deze eis is zeker voldaan als de personen aselekt uit een populatie zijn getrokken.

Ook als de steekproef, zoals in dit geval, gestratificeerd is naar de kerkgenootschappen, maar de personen overigens aselekt uit de populatie zijn getrokken, is deze eis vervuld.

Een variantie-analyse biedt de volgende mogelijkheden, die veelal gecombineerd kunnen worden toegepast:

- 1 het schatten van de in het model opgenomen parameters,
- 2 het toetsen van hypothesen omtrent deze parameters,
- 3 het bepalen van simultane betrouwbaarheidsintervallen voor contrasten in de parameters (de z.g.n. 'multiple comparisons').

Een contrast in de parameters is een lineaire combinatie van de parameters met bekende coëfficiënten, met de eigenschap, dat de coëfficiënten tot 0 sommeren. Zo is elk verschil tussen 2 parameters een contrast (de coëfficiënten zijn dan immers +1 en -1), b.v. verschil tussen buitenkerkelijken en katholieken.

Bij een variantie-analyse worden gewoonlijk de volgende twee onderstellingen gemaakt:

- a de variantie van de scores op de afhankelijke variabele (in ons geval de SPP-scores) hangt *niet* af van de niveaus der factoren, en is dus van cel tot cel nagenoeg gelijk;
- b de afhankelijke variabele is, bij gegeven niveaus der factoren, normaal verdeeld.

De invloed van het niet vervuld zijn van deze onderstellingen kan als volgt worden samengevat. Als aan a is voldaan doch niet aan b, dan zijn alle puntschattingen optimaal, doch de toetsingsuitslagen en de betrouwbaarheidsintervallen onbetrouwbaar. Een geringe afwijking van normaliteit zal de conclusies echter niet ernstig storen. Als aan a niet voldaan is, dan zijn de puntschattingen wel zuiver ('unbiased') doch niet

optimaal en zijn bovendien de toetsingsuitslagen en de betrouwbaarheidsintervallen onbetrouwbaar (ook al is wel aan eis b voldaan).

Bij inspectie naar de verdeling der scores in ons materiaal bleek:

(ad a) de verschillen in within-variantie der onderzochte cellen waren zeer klein, zodat aan onderstelling a voldaan is;

(ad b) in de onderzochte cellen bleek een geringe afwijking van de zuivere normaalverdeling. Deze afwijking leek ons echter niet van dien aard, dat toepassing van variantie-analyse onjuist zou zijn.

In een variantie-analytisch model treden, behalve een algemeen gemiddelde, twee groepen parameters op: hoofdeffecten en interacties. Elk hoofdeffect beschrijft de invloed, die een bepaald niveau van een bepaalde factor heeft op de verwachte waarde (populatiegemiddelde) van de afhankelijke variabele.

Een interactie daarentegen beschrijft het extra-effect van het samengaan van bepaalde niveaus van 2 of meer factoren op de verwachte waarde van de afhankelijke variabele.

In ons geval is het aantal hoofdeffecten $5 + 4 + 3 + 2 + 2 = 16$ (waarvan er 11 lineair onafhankelijk zijn), terwijl het aantal interacties meer dan 200 bedraagt.

De interpretatie van resultaten wordt in het algemeen gemakkelijker naarmate meer interacties nul zijn. Treden in een model in het geheel geen interacties op, dan spreekt men van een additief model. De interpretatie is in dat geval bijzonder eenvoudig.

Om het model zoveel mogelijk te vereenvoudigen, lag het in de bedoeling in eerste instantie te onderzoeken, of niet alle interacties tussen drie of meer factoren nul gesteld konden worden. Het aantal resterende parameters (de hoofdeffecten en de twee factor interacties) was echter nog zo groot, dat de statistische analyse op grote moeilijkheden stuitte. Daarom werd besloten in eerste instantie van de factor geslacht af te zien en de volgende hypothese te toetsen:

H_0 : alle schatbare interacties tussen drie of vier van de factoren kerkgenootschap, leeftijd, opleiding en inkomen zijn nul.

De toetsingsgrootte, welke onder H_0 een F-verdeling met 56 en 782 vrijheidsgraden heeft, bleek de waarde 0.9923 aan te nemen. Hiermee correspondeert een overschrijdingskans van 0.49, zodat er geen enkele aanleiding bestaat de hypothese H_0 te verwerpen, te meer, daar reeds een kleine afwijking van H_0 een significante 'p waarde' zou opleveren bij een dergelijk groot aantal vrijheidsgraden.

De personen werden weer naar geslacht onderscheiden, waarna de volgende hypothese werd getoetst:

H_0 : alle schatbare interacties tussen twee of meer van de vijf factoren zijn nul.

De toetsingsgrootte (onder deze H_0 wederom een F-verdeling volgend, met 159 en 704 vrijheidsgraden) kreeg de waarde 1.0091, waarmee een

overschrijdingskans van 0.46 correspondeert. Er is dus ook geen aanleiding deze nulhypothese te verwerpen. Deze toetsingsuitslag maakt het zeer aannemelijk, dat een additief model een goede beschrijving geeft van de waarnemingen.

De resultaten

Ons additieve model ziet er als volgt uit:

$$y_{ijklmg} = \mu + \alpha_i + \beta_j + \gamma_k + \delta_l + \varepsilon_m + e_{ijklmg}^6$$

Hierin is

y_{ijklmg} = de progressiviteitsscore van de g-de persoon, die behoort tot het i-de kerkgenootschap, de j-de leeftijdsklasse, de k-de opleidingsklasse, de l-de inkomensklasse en het m-de geslacht;

- μ = algemeen gemiddelde;
- α_i = hoofdeffect van het i-de kerkgenootschap ($i = 0, \dots, 4$);
- β_j = hoofdeffect van de j-de leeftijdsklasse ($j = 0, \dots, 3$);
- γ_k = hoofdeffect van de k-de opleidingsklasse ($k = 0, 1, 2$);
- δ_l = hoofdeffect van de l-de inkomensklasse ($l = 0$ of 1);
- ε_m = hoofdeffect van het m-de geslacht ($m = 0$ of 1);
- e_{ijklmg} = toevallige afwijking van de verwachte waarde.

De hoofdeffecten voldoen per definitie aan de volgende eisen:

$$\sum \alpha_i = \sum \beta_j = \sum \gamma_k = \sum \delta_l = \sum \varepsilon_m = 0 \quad (2)$$

Dit betekent, dat de hoofdeffecten alleen systematische afwijkingen van het algemeen gemiddelde weergeven.

De gemaakte onderstellingen houden in, dat de toevallige afwijkingen e_{ijklmg} onderling onafhankelijk normaal verdeeld zijn met gelijke variantie σ_{2e} ; de waarde van σ_{2e} is uiteraard onbekend, zodat ook σ_{2e} een onbekende parameter in het model is.

De statistische analyse van het onderhavige model leidde tot de volgende (punt-)schattingen van de onbekende parameters:

$$\begin{aligned} \mu &= 9.4360 \\ \alpha_0 &= 1.6844 \quad \alpha_1 = 0.3782 \quad \alpha_2 = -0.9754 \quad \alpha_3 = -0.5283 \quad \alpha_4 = -0.5589 \\ \beta_0 &= -0.4865 \quad \beta_1 = 0.4746 \quad \beta_2 = 0.0514 \quad \beta_3 = -0.0395 \\ \gamma_0 &= 0.7290 \quad \gamma_1 = 0.1440 \quad \gamma_2 = -0.8730 \\ \delta_0 &= 0.4355 \quad \delta_1 = -0.4355 \\ \varepsilon_0 &= 0.1670 \quad \varepsilon_1 = -0.1670 \\ \sigma_{2e} &= 10.203 \end{aligned}$$

We merken nog op, dat de schattingen van de hoofdeffecten aan de relatie (2) voldoen.

Tenslotte bepaalden wij simultane betrouwbaarheidsintervallen voor contrasten in de parameters. Het voordeel van simultane betrouwbaarheidsintervallen is, dat men een aantal uitspraken omtrent de contrasten tegelijk doet met één enkele onbetrouwbaarheid (deze onbetrouwbaarheid zullen we α noemen, niet te verwarren met de hoofdeffecten van de

⁶ Stochastische variabelen, d.w.z. variabelen met een kansverdeling worden onderstreept.

kerkgenootschap-variabele). Dit in tegenstelling tot de meer voorkomende situaties, waarin men ook vele uitspraken doet en elke uitspraak afzonderlijk weliswaar een onbetrouwbaarheid α heeft, doch de onbetrouwbaarheid van de uitspraken te zamen gewoonlijk veel groter is dan α (meestal is onbekend hoeveel groter).

Hier staan echter nadelen tegenover. Zo is elk interval voor een contrast uit de verzameling simultane betrouwbaarheidsintervallen wijder dan wanneer men uitsluitend voor dat ene contrast een betrouwbaarheidsinterval zou construeren met onbetrouwbaarheid α , en dit verschil wordt groter naarmate men contrasten in de hoofdeffecten van meer factoren simultaan beschouwt en naarmate het aantal niveaus van elk der factoren toeneemt. Teneinde niet te wijde, en daardoor weinig zeggende intervallen te verkrijgen, zijn simultane betrouwbaarheidsintervallen berekend voor contrasten in de hoofdeffecten van elke factor afzonderlijk, via de methode van Scheffé,⁷ met een simultane onbetrouwbaarheid van .05. De analyse leidde tot de volgende resultaten:

(A) *Factor kerkgenootschap*

contrast	schatting	benedengrens	bovengrens
$a_1 - 1/3(a_2 + a_3 + a_4)$	1.07	0.20	1.94
$a_0 - a_1$	1.31	0.27	2.34
$a_0 - a_2$	2.66	1.62	3.70
$a_0 - a_3$	2.21	0.98	3.45
$a_0 - a_4$	2.24	1.21	3.28
$a_1 - a_2$	1.35	0.33	2.38
$a_1 - a_3$	0.91	-0.32	2.13
$a_1 - a_4$	0.94	-0.08	1.95
$a_2 - a_3$	-0.45	-1.67	0.77
$a_2 - a_4$	-0.42	-1.44	0.60
$a_3 - a_4$	0.04	-1.15	1.21

Uit deze simultane betrouwbaarheidsintervallen kan men de volgende conclusie trekken:

De nulhypothese $\alpha_0 = \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \alpha_4 = 0$ (d.w.z. de factor kerkgenootschap heeft geen systematische invloed op de SPP-scores) wordt, bij toetsing met onbetrouwbaarheid $\alpha = .05$ verworpen ten gunste van de hypothese, dat tegelijkertijd geldt:

$$\begin{aligned} \alpha_0 &> \alpha_1 \text{ en } \alpha_0 > \alpha_2 \text{ en } \alpha_0 > \alpha_3 \text{ en } \alpha_0 > \alpha_4 \\ \text{en } \alpha_1 &> \alpha_2 \\ \text{en } \alpha_1 &> 1/3(a_2 + a_3 + a_4) \end{aligned}$$

⁷ H. Scheffé, *The Analysis of Variance*. New York, 1959.

(B) Factor leeftijd

contrast	schatting	benedengrens	bovengrens
$\beta_0 - \beta_1$	-0.96	-2.01	0.09
$\beta_0 - \beta_2$	-0.54	-1.58	0.51
$\beta_0 - \beta_3$	-0.45	-1.68	0.79
$\beta_1 - \beta_2$	0.42	-0.62	1.47
$\beta_1 - \beta_3$	0.51	-0.54	1.57
$\beta_2 - \beta_3$	0.09	-0.86	1.04

Uit deze simultane betrouwbaarheidsintervallen blijkt geen systematische invloed van de factor leeftijd op de SPP-scores.

(C) Factor opleiding

contrast	schatting	benedengrens	bovengrens
$\gamma_0 - \gamma_1$	0.58	-0.13	1.29
$\gamma_0 - \gamma_2$	1.60	0.66	2.54
$\gamma_1 - \gamma_2$	1.01	0.25	1.78

Conclusie: de nulhypothese $\gamma_0 = \gamma_1 = \gamma_2 = 0$ (d.w.z. de factor opleiding heeft geen systematische invloed op de SPP-scores wordt bij toetsing met onbetrouwbaarheid $\alpha = .05$ verworpen ten gunste van de hypothese, dat tegelijkertijd geldt:

$$\gamma_0 > \gamma_2 \text{ en } \gamma_1 > \gamma_2$$

(D) Factor inkomen

contrast	schatting	benedengrens	bovengrens
$\delta_0 - \delta_1$	0.87	0.37	1.37

Conclusie: de nulhypothese $\delta_0 = \delta_1 = 0$ (d.w.z. de factor inkomen heeft geen systematische invloed op de SPP-scores) wordt bij toetsing met onbetrouwbaarheid $\alpha = .05$ verworpen ten gunste van de hypothese, dat $\delta_0 > \delta_1$.

(E) Factor geslacht

contrast	schatting	benedengrens	bovengrens
$\epsilon_0 - \epsilon_1$	0.33	-0.10	0.77

Uit dit betrouwbaarheidsinterval blijkt, dat er geen reden is om aan te nemen, dat de factor geslacht een systematische invloed uitoefent op de SPP-scores.

Via de methode beschreven in Draper en Smith⁸ werd nog nagegaan hoeveel procent van de totale variantie in de SPP-scores verklaard wordt door het invoeren van de vijf factoren. Het bleek, dat onder nulstelling

⁸ N. R. Draper en M. Smith, *Applied Regression Analysis*. New York, 1966.

van de interacties, de variabelen uit ons design slechts 15% van de totale variantie verklaarden.

Hadden wij de interacties niet nul gesteld, dan zou 32% van de totale variantie door onze vijf variabelen verklaard zijn.

Van de resterende 68% onverklaarde variantie is circa 27% toe te schrijven aan variantie veroorzaakt door error in het meetinstrument. Er blijft dan nog 41% onverklaarde variantie over, die toegeschreven moet worden aan niet in het model opgenomen factoren.

Vermeld dient te worden, dat deze percentages niet nauwkeurig zijn. De 27% error-variantie is een schatting op grond van de betrouwbaarheidscoëfficiënt .73 van het meetinstrument, die berekend is over een subsample van 100 respondenten uit het totaal-sample van 912.

Discussie

De resultaten leren ons het volgende:

(1) De factor kerkgenootschap blijkt significante invloed uit te oefenen op de SPP-scores:

- buitenkerkelijken zijn significant progressiever dan alle andere groeperingen;
- katholieken zijn significant progressiever dan gereformeerden;
- katholieken zijn significant progressiever dan de hervormden, remonstranten en gereformeerden tezamen.

(2) De factor opleiding blijkt significante invloed uit te oefenen op de SPP-scores:

- de groepering die alleen lager onderwijs heeft gevolgd, is significant progressiever dan de groepering die middelbaar of hoger onderwijs heeft gevolgd;
- de groepering die na de lagere school wel enigerlei vorm van onderwijs heeft gevolgd, doch minder dan middelbaar onderwijs, is significant progressiever dan de groepering die middelbaar of hoger onderwijs heeft gevolgd.

(3) De factor inkomen blijkt eveneens een significante invloed uit te oefenen op de SPP-scores:

- de groepering met een inkomen van f 6000,- of minder is significant progressiever dan de groepering met een inkomen van meer dan f 6000,-.

(4) De factoren leeftijd en geslacht bleken geen systematische invloed op de SPP-scores uit te oefenen.

Als wij nu onze resultaten vergelijken met die van Hoogerwerf, dan blijkt, dat onze resultaten meer dan de zijne ondersteuning geven aan zijn conclusie over de invloed van de factor kerkgenootschap op progressiviteit. Hoogerwerf vindt, dat bij het constant houden van de factor inkomen er geen significante verschillen in progressiviteit blijven tussen de diverse kerkgenootschappen ($.05 < p < .10$).

In ons design blijken de verschillen in progressiviteit tussen de diverse kerkgenootschappen niet te verdwijnen bij het constant houden van de inkomensfactor (samen met nog drie factoren). Dit verschil tussen Hoogerwerfs en ons resultaat wordt vermoedelijk veroorzaakt door de meer betrouwbare index voor progressiviteit die wij construeerden en door het gebruik van variantie-analyse bij de toetsing.

Variantie-analyse is een aanzienlijk scherpere toetsingsmethode dan de door Hoogerwerf gebruikte chi-kwadraat toets.

Waar onze resultaten overeenkomen met die van Hoogerwerf, n.l. verschillen in progressiviteit tussen diverse opleidingsklassen, tussen inkomensklassen, géén verschillen tussen leeftijdsklassen en tussen mannen en vrouwen, zijn onze resultaten sterker gefundeerd, daar ons meetinstrument meer betrouwbaar is en in onze analyse de invloed van elke factor onderzocht werd bij het constant houden van alle andere factoren uit het design. Door bijv. de factor inkomen niet constant te houden bij zijn onderzoek naar het belang van de factor opleiding, was het zeer wel mogelijk, dat de door Hoogerwerf gevonden verschillen in progressiviteit tussen de diverse opleidingsklassen in feite veroorzaakt werden door verschillen in inkomen tussen de opleidingsklassen. Uit onze analyse blijkt echter, dat de verschillen in opleidingsklassen ook bestaan bij het constant houden van inkomen en de andere variabelen. Uit onze analyse blijkt echter ook, dat de vijf ingevoerde factoren tezamen hoogstens 32% van de totale variantie in de progressiviteitscores kunnen verklaren, terwijl tenminste circa 40% van de totale variantie toegeschreven moet worden aan variabelen die niet zijn opgenomen in het design.

Dit wijst erop, dat men geen redelijke schatting kan geven van de progressiviteit van een persoon op grond van kennis van de positie van die persoon op de variabelen uit ons design. Men zou, voor een redelijke schatting, de positie van die persoon op diverse, voor ons op dit moment onbekende, andere variabelen moeten kennen.

Deze variabelen kunnen van situationele aard zijn; zo kan het zijn, dat talloze sociale situaties op verschillende wijze van invloed zijn op iemands progressiviteit. Hierbij kunnen wij b.v. denken aan iemands status binnen een bedrijf of frustraties die iemand heeft in zijn gezin. Het is echter ook mogelijk, dat persoonlijkheidsvariabelen een veel belangrijkere rol met betrekking tot progressiviteit spelen dan situationele. Zo is het niet ondenkbaar, dat autoritaire personen in het algemeen minder progressief zullen zijn dan niet-autoritaire personen. Aan het concept 'autoritarisme' relateert men immers eigenschappen als rigiditeit, eerbied voor gezag, eigenschappen die zeer wel passen in een conservatieve levenshouding.

Zelfs al zou men aannemen, dat situationele factoren van primair belang zijn m.b.t. progressiviteit, dan nog mag men niet vergeten, dat gelijk-

soortige sociale situaties door personen totaal verschillend kunnen worden gepercipieerd. Waar b.v. de één zijn status in een bedrijf een zorgwekkende zaak vindt en zich voortdurend spiegelt aan zijn superieuren, is een ander volkomen tevreden met dezelfde hoeveelheid status. Waar de één bepaalde situaties in zijn gezin als zeer frustrerend waarneemt, zal een ander dezelfde situaties weglachen en niet als frustrerend percipiëren. Daar komt nog bij, dat persoonlijkheidseigenschappen ook nog van invloed zijn op het al dan niet in bepaalde situaties geraken. Zo roepen bepaalde personen b.v. sneller 'frustrerende situaties' op dan andere.

In verder onderzoek naar progressiviteit zal dit samenspel tussen personeigenschappen en situationele factoren verder onderzocht moeten worden.

OVER EEN SECUNDAIRE ANALYSE

door A. Hoogerwerf

Een secundaire analyse heeft meer zin naarmate men er meer in slaagt met oud materiaal een nieuwe probleemstelling te beantwoorden. Het doel van Lange, Brinkman en Koomen is blijkbaar geweest met oud materiaal — mijn enquête werd in 1962 gehouden en mijn proefschrift verscheen in 1964 — een oude probleemstelling nog eens te beantwoorden. Dit heeft zin voorzover men zelf ervaring wil opdoen en voorzover men er in slaagt het oude probleem beter op te lossen dan in de primaire analyse is gedaan.

Als een goed voorbeeld van een betere, althans in statistisch opzicht meer verfijnde, oplossing beschouw ik het artikel van Ph. C. Stouthard over 'Varianten en aanvullingen op de chi-kwadraat-toets', in *Sociale Wetenschappen*, 9de jaargang, nummer 1 (1966), pp. 196-207. Stouthard constateerde dat ik de (toen) gangbare werkwijze had gevolgd en besprak enkele procedures die een genuanceerder tabellen-analyse mogelijk maken dan een chi-kwadraat-toets op een eenvoudige nulhypothese. Het spijt mij te moeten vaststellen dat Lange c.s. na alles wat in en over *Protestantisme en Progressiviteit* reeds gezegd is weinig nieuws te bieden hebben. Ik beperk mij daarom tot enkele korte kanttekeningen.

1. Lange c.s. gebruikten, blijkens hun nieuwe index, impliciet een andere werkdefinitie dan ik met een uitvoerige toelichting (pp. 28-61) gekozen had. Door middel van hun index meten zij een moeilijk te definiëren geheel van opvattingen, waarbij het door mij uitvoerig toegelichte onderscheid tussen progressiviteit en reactionarisme en de nood-