

Reactie van de schrijvers op

Enige kritische kanttekeningen .... KM 11(1983)129-132

L. van Doorn \*

W.E. Saris \*

Hieronder zullen wij ingaan op de, ons inziens, belangrijkste punten uit bovenstaande kritiek.

1. Op twee plaatsen wordt ons in de schoenen geschoven dat wij geen categorische metingen hebben verricht en slechts gecategoriseerde continue metingen hebben gebruikt in onze vergelijking van meetprocedures.

Dit is onjuist en wijst wellicht op discrete in plaats van continue lezing van het besproken artikel. (zie pagina 108 bovenaan, pagina 109 en de appendix, KM 10(1983) ) Dus, voor alle duidelijkheid, er zijn categorische metingen gedaan voor elk van de drie variabelen, en deze categorische metingen zijn door ons in de analyses gebruikt. Op pagina 109 beschrijven wij wel de categorisering van de continue metingen, dit wordt echter juist gedaan om te zien of de gecreëerde categorie variabelen hetzelfde zijn als de gemeten, oorspronkelijke categorische variabelen.

2. Een ons inziens reëel probleem wordt aangesneden met de opmerking over inter-individuele verschillen. Op dit moment wordt door een aantal leden van onze onderzoeksgroep hiernaar onderzoek gedaan. De voorlopige resultaten lijken erop te wijzen dat er grote verschillen in individueel antwoordgedrag kunnen bestaan, maar in tegenstelling tot wat Mooijaart en Van der Pol menen, staat het helemaal niet vast dat "grofmazige metingen" hiervoor minder gevoelig zouden zijn. Individuele variatie in het hanteren van de categoriegrenzen heeft immers bij een beperkt aantal schaalpunten veel grotere effecten op de resultaten van de analyses. (Plaatsing in categorie 1 in plaats van categorie 2 van een driepuntsschaal heeft een veel grotere invloed dan een score 71 in plaats van 75 op een continue schaal) Samenvattend, individuele variatie in antwoordgedrag lijkt zeker van groot belang en verdient meer aandacht, maar dit geldt voor alle meetprocedures. En dit kritiekpunt treft dan ook vrijwel alle sociaal-wetenschappelijk onderzoek.

3. Het belangrijkste punt waar wij op willen reageren betreft de opmerking over het hanteren van produkt-momentcorrelaties. Daar wij er, wat uiteraard blijkt uit het gebruik van de continue vergelijkingsmethode, van uit gaan dat de te meten variabelen continu zijn, is vooral het in de laatste paragraaf behandelde relevant.

Allereerst was het doel van dit artikel vooral om aan te geven wat er bij de gangbare analyses fout gaat bij het gebruik van diskrete metingen. Daarom hebben we de vermelde analyses gedaan gebruik makend van de produkt-moment correlaties. Deze procedure hebben we vergeleken met de meest voor de hand liggende procedure wanneer je er vanuit gaat dat de latente variabele continu is,

---

\* Vakgr. M&T, Fakulteit SKW, De Boelelaan 1115, Amsterdam

namelijk de vergelijkingsmethode.

Mooijaart en Van der Pol suggereren het gebruik van categoriële meting en polychorische correlatie coëfficiënten. Wij kunnen dit echter slechts zien als een "second best" oplossing. Het is naar onze mening altijd aantrekkelijker om continue metingen te verzamelen als dat mogelijk is.

Doordat wij inmiddels kunnen beschikken over Lisrel 5 hebben we nu ook de door Mooijaart en Van der Pol gesuggereerde analyses met polychorische correlaties gedaan. Zoals door hen wordt verwacht gaan de correlaties inderdaad vrij fors omhoog.

Tabel 1. Produkt-moment en polychorische correlatie coëfficiënten voor de variabelen Party Identification, Confidence in the Candidate en Candidate Preference.

	Produkt-moment	Polychorische
1	1	1
.74	1	.87 1
.87	.83 1	.96 .95 1

Van groter belang is echter of, net als bij de produkt-moment correlatie, de correlatie-matrix voor de categoriële meting significant verschilt van de correlatie-matrixen voor de antwoorden in lijnen en getallen (pagina 113, KM 10).

Bij toetsing of de drie correlatie matrixen, berekend voor antwoorden in lijnen, getallen en categorieën (polychorische) hetzelfde model opleverden, op toevalsfluctuaties na, bleek dat deze hypothese ook nu verworpen diende te worden ( $\chi^2 = 78.89$  bij zes vrijheidsgraden)

Wel is het zo dat dat deze correctie voor de categorisering enige verbetering oplevert in de richting van de waarden die we ook bij de continue data hebben geconstateerd. Maar de verbetering is lang niet zo sterk, zoals blijkt uit onderstaande tabel.

Tabel 2. Effectparameters voor het geschatte model (pag 114, KM10) op basis van verschillende meet- en schattingsprocedures.

	categ. prod.	categ. poly-	lijnen, getal. gelijk	lijnen, getal. geom. mean	lijnen, getal. meetmodel
gall	.742	.814	.761	.784	.810
ga21	.565	.468	.266	.259	.251
be21	.408	.568	.684	.699	.726

Onze conclusie is dan ook dat de onderlinge correlaties tussen de diskreet gemeten variabelen wel omhoog gaan bij toepassing van de correcties voor continuïteit met behulp van de polychorische correlaties. Dit hoeft er echter niet, zoals hier

blijkt, toe te leiden dat dezelfde structuur gereproduceerd kan worden als bij gebruik van continue metingen.

Met andere woorden, ook met polychorische correlaties komen we tot schattingen van de structurele effecten, die significant anders zijn dan die gevonden worden bij gebruik van continue metingen.

Ook correctie voor meetfouten blijft een probleem in de door Mooijaart en Van der Pol voorgestelde procedure, terwijl dit goed mogelijk is bij de vergelijkingsmethode. Dus ook om deze reden blijven de continue metingen te verkiezen boven categoriële meting, ook al wordt de polychorische correlatie coëfficiënt gebruikt.

Rest ons nog om onze critici te danken voor de aan ons artikel bestede aandacht en ook voor de vroegtijdige kenbaarmaking van hun kritiek, hetgeen ons de mogelijkheid bood om de hierboven genoemde aanvullende analyses te doen.

L. van Doorn  
W.E. Saris