



Universiteit
Leiden
The Netherlands

Commentaar op Pierar "Betekenis van het leren"
Kroonenberg, P.M.

Citation

Kroonenberg, P. M. (1987). Commentaar op Pierar "Betekenis van het leren". *Gender Studies*, 12, 160-164. Retrieved from <https://hdl.handle.net/1887/11638>

Version: Not Applicable (or Unknown)
License: [Leiden University Non-exclusive license](#)
Downloaded from: <https://hdl.handle.net/1887/11638>

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

Notities en Commentaren

COMMENTAAR OP PIERAR "DE BETEKENIS VAN LEREN"

Pieter M. Kroonenberg

Vakgroep W.E.P., Rijksuniversiteit Leiden

Op de bijdrage "De betekenis van het leren: Een exploratief onderzoek naar leerconcepties met de semantische differentiaal" (Pierar, 1987) is ernstige kritiek te leveren. In het hierna volgende zal ik uitsluitend ingaan op mijn hoofdbezwaren tegen de analyses zoals die uitgevoerd en gemotiveerd zijn.

In het artikel wordt een driewegprincipale componenten analyse uitgevoerd met behulp van een door de auteur geschreven programma dat gebruik maakt van de Methode I zoals beschreven in Tucker (1966). Zoals al door de auteur wordt opgemerkt zijn er later methoden ontwikkeld die betere eigenschappen hebben, zoals de alternerende kleinste kwadratenversie van de techniek (zie Kroonenberg & De Leeuw, 1980) en de op regressietechnieken geënte techniek GEPCAM ontworpen door Weesie en Van Houwelingen (1983). Het zou me evenwel verbazen als deze andere methoden fundamenteel een andere oplossing geven.

Een eerste deel van mijn kritiek concentreert zich op problemen rond de componenten van de semantische differentiaal. In Tabel 2 presenteert de auteur een varimax-geroteerde oplossing met vijf componenten. Bij de sectie Schalen van de Resultaten merkt de auteur over deze tabel op dat "De E-P-A structuur komt uit dit resultaat niet naar voren. Alle E- en P-schalen hebben hoge ladingen op de eerste component, de ladingen van de A-schalen liggen verspreid over de eerste drie componenten." In de sectie Schalen van de Discussie gaat hij verder met "De resultaten van de schalen wijken af van de bekende E-P-A structuur uit de literatuur omtrent de Semantische Differentiaal. De schalen hadden niet de E-P-A structuur".

Hoe waar het ook mag zijn dat Tabel 2 niet de EPA structuur laat zien, dit is nog geenszins een bewijs dat die structuur ook niet bestaat. In de eerste plaats, is het de lezer onmogelijk om na te gaan in hoeverre de beslissing van vijf componenten hier debet aan zou kunnen zijn. Geen enkele informatie over de ongeroteerde oplossing is aanwezig (er worden bijvoorbeeld geen percentages verklaarde variantie van de PCA oplossing verschaft), en door het ontbreken van de lage ladingen in de tabel kan die ook niet gereconstrueerd worden. Op zijn minst had de auteur kunnen proberen om een analyse te doen met alleen de 'erkende' EPA schalen om het verschijnsel nader te onderzoeken. Het ontbreken van een EPA-structuur is per slot van rekening een belangrijke conclusie. Verder kan men zich afvragen of een varimaxrotatie de meest geëigende rotatie is als men na wil gaan of er inderdaad sprake is van een verwachte structuur, misschien zou een scheve of doelrotatie wel beter geweest zijn. Daarbij speelt overigens net zo goed de keuze van het aantal componenten een grote rol. Ik wil op voorhand niet zeggen dat de auteur ongelijk heeft, maar ik vind dat een gedegen bewijsvoering ontbreekt voor de geciteerde beweringen, terwijl in principe het materiaal wel voorhanden is om een gefundeerde uitspraak te doen. Ten Berge (1986a, b) geeft overigens een fraaie discussie over de mogelijkheden en onmogelijkheden om met rotaties structuren in PCA-oplossingen te vinden, of het bestaan ervan te logen.

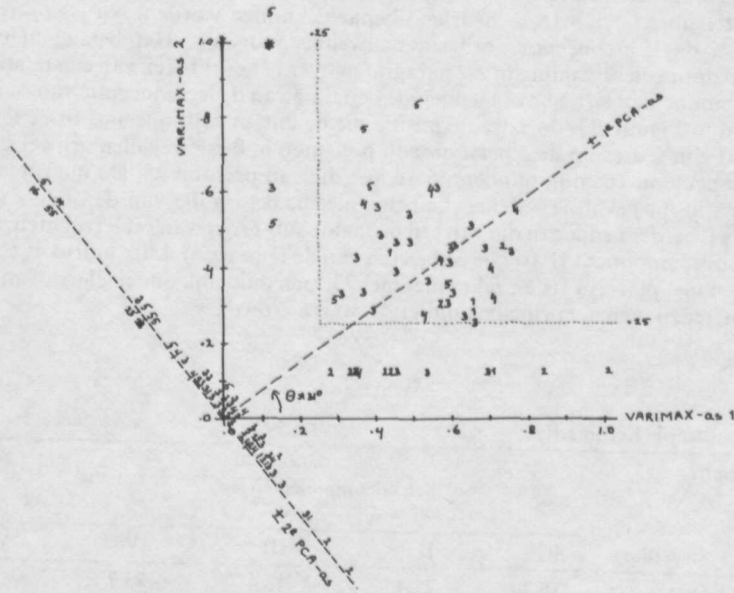
Een tweede bezwaar tegen (een onderdeel van) de analyse is de (automatische?) varimax-transformatie van de personenruimte. Zowel bij de kernbegrippen als bij de semantische differentiaal ligt het zoeken naar 'simpele structuren' wel voor de hand. Een gedegen redenering ontbreekt, echter, voor het zoeken naar 'simpele structuren' bij personen (zie bijvoorbeeld Tucker, 1972, p. 11, 12, voor mogelijkheden en argumenten voor en tegen rotaties van personenruimten). Een nadere beschouwing van de personenruimte laat zelfs zien dat in vergelijking met een PCA-oplossing, de varimax-getransformeerde ruimte in dit geval ongunstig werkt voor een van de door de auteur opgeworpen hypothesen. Helaas was de auteur

- Martin, J.E. (1982). Presentationalism: Toward a Self-Reflexive Psychological Theory. In: W.B. Weimer en D. S Palermo (eds) *Cognition and the Symbolic Processes*, Vol. 2. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates.
- Marton, F. en L. Svensson (1979). Conceptions of Research in Student Learning. *Higher Education*, 8, 471-486.
- Osgood, Ch.E. en Z. Luria (1972). A Blind Analysis of a Case of Multiple Personality using the Semantic Differential. In: J.G. Snider en Ch.E. Osgood (Eds.) *The Semantic Differential Technique*, a source book. Chicago: Aldine and Atherton.
- Osgood, Ch.E., W.H. May en M.S. Miron (1975). *Cross-Cultural Universals of Affective Meaning*. Urbana: University of Illinois Press.
- Osgood, Ch.E., G.J. Suci en P.H. Tannenbaum (1957). *The Measurement of Meaning*. Urbana: University of Illinois Press.
- Pierar, M.G.E. (1986). De nieuwe kleren van de Cognitieve Keizer. Ongepubliceerd paper.
- Presley, A.S. (1969). Concept-scale Interaction in the Semantic Differential and its implications for Factor-Scores. *British Journal of Psychology*, 60, 1, 109-113.
- Van Rossum, E.J., R. Deijkers en R. Hamer (1985). Students' Learning conceptions and their interpretation of significant Educational concepts. *Higher Education*, 14, 617-641.
- Van Rossum, E.J. en S. Schenk (1983). De Relatie tussen Leerconceptie, Studiestrategie en Leerresultaat. *Pedagogische Studiën*, 60, 252-262.
- Saljö, R. (1979). Learning in the Learner's perspective II: Differences in awareness. Reports from the Institute of Education, University of Göteborg.
- Snyder, F.W. en N. Wiggins (1970). Affective Meaning Systems: A Multivariate Approach. *Multivariate Behavioral Research*, 5 (4), 453-468.
- Tucker, L.R. (1966). Some Mathematical Notes on Three-Mode Factor Analysis. *Psychometrika*, 31(3), 279-311.

Manuscript ontvangen 25-8-1986

Definitieve versie ontvangen 6-4-1987

niet in staat om op korte termijn de ongeroteerde PCA-oplossing of de ontbrekende elementen uit Tabel 3 te leveren, zodat ik mij moest behelpen met een reconstructie van de PCA-oplossing via een visuele weergave van de personenruimte, afgeleid uit Pierar's Tabel 3 (zie Figuur 1). In deze figuur heb ik de punten zo goed en zo kwaad als het kon aangegeven, en daarna met het oog de hoofdasen bepaald. Het is duidelijk dat vrijwel alle personen positieve, en ruwweg gelijke, waarden hebben op de eerste PCA-as, hetgeen niet verwonderlijk is aangezien de personenruimte niet gecentreerd was – redenen om deze te centreren liggen overigens ook niet voor de hand. Dit betekent dat in eerste orde alle personen een oordeel hebben over de relaties tussen de kernbegrippen en de schalen dat lijkt op dat van de gemiddelde persoon. Dit is natuurlijk niet het hele verhaal want er is ook nog een tweede persoonscomponent, en als we de (geschatte) projecties van de personen op deze as beschouwen zien we dat hier een – zij het vaag – contrast aanwezig is tussen de personen met een leerconceptie '5' en die met een leerconceptie '2' en '1'. Dit zou kunnen duiden op een contrast tussen gebruikers van een Dieptestructuur ('Dieptaal') en gebruikers van een Oppervlaktestructuur ('Surfactaal'), iets wat de auteur graag wou



Figuur 1: Varimax componenten en geschatte principale componenten van de personen.

(Personen zijn aangegeven met hun Leerconceptie, zie Pierar's Tabel 3; * is dhr. Pierar. Ladingen $< .25$ ontbraken, en zijn gelijk gemaakt aan $.125$. Projecties op de tweede geschatte principale as zijn weergegeven, alsmede persoonsnummers van vier personen met Leerconceptie '5'.)

ontdekken bij zijn personen. Immers in de Discussie onder het hoofdje Subjecten meldt de auteur 'dat de indeling van onderzochten op Leerconceptie, op grond van hun antwoord op de essay-vraag, geen één op één relatie vertoont met de persoonscomponenten, zelfs niet in die richting gaat'. Misschien zou een discriminatieanalyse op de componenten enig licht kunnen werpen op mijn indruk, gevormd op basis van Figuur 1, dat er hier misschien wel sprake is van tenminste enige relatie.

Aan het eind van de sectie Subjecten van de Discussie wordt verder nog vermeld, dat 'de resultaten geen aanleiding geven om, zoals Osgood, het bestaan te veronderstellen van één enkel algemeen persoon (de universele persoon) maar eerder het bestaan suggereren van individuele verschillen (van twee universele personen)'. Evenwel op grond van een geroteerde varimaxoplossing kan zo iets niet geconstateerd worden, ongeacht of de opmerking waar is of niet. Ook hier duikt weer het verschijnsel op dat men op basis van de waarden van (geroteerde) componenten niet zonder meer kan besluiten dat bepaalde structuren niet aanwezig zijn. Een gedegen onderzoek is hierbij geboden. Ten overvloede zij hier nog vermeld dat Osgood geheel andere analyses uitvoerde, zodat ook nog aangetoond moet worden dat hier geen sprake is van een methodeneffect. Te meer daar sommige auteurs bij een drieweganalyse wel een EPA-structuur gevonden hebben (Snyder, & Wiggins, 1970; Levin, 1965), en anderen niet (Kroonenberg, 1983, 1985).

Naar mijn mening is de uitvoering (rapportage?) van de bepaling van een persoonskenmerk gebrekkig. In de sectie Procedure van de Methodebeschrijving wordt vermeld dat 'De antwoorden op de essay-vragen werden beoordeeld op Leerconceptie door Van Rossum, onafhankelijk van de resultaten op de vragenlijst welke door de auteur (Pierar, pmk) werden geanalyseerd en geïnterpreteerd'. Gezien men in ieder geval met zijn tweeën was, had op zijn minst de intersubjectieve betrouwbaarheid bepaald kunnen worden. Nu is controle over de kwaliteit van de Leerconceptie-oordelen nauwelijks mogelijk. Het belang hiervan wordt geïllustreerd door een uitwijding in zes paragrafen over het ontbreken van een relatie tussen de persoonscomponenten en de bovengenoemde bepaling van de leerconceptie van een persoon.

Opvallend in Figuur 1 is de extreme positie die de auteur zelf inneemt. In de tekst zegt hij hierover 'dat zijn scores op de 2 persoonscomponenten in beide gevallen vrijwel samenvallen met die van persoon 16 en in mindere mate met die van persoon 23. De interpretatie van de onderzoeker, in dit geval de auteur, staat dus niet haaks op die van de onderzochten. Zijn interpretatie is eerder gelijk aan die van een bepaalde sub-groep van onderzochten, van de sub-groep persoonscomponent II' (sectie Subjecten van de Discussie). Mijn indruk is eerder dat de auteur samen met persoon 16, en zeker niet met 23, zich duidelijk onderscheidt van de rest van de personen, tenzij men het principe huldigt: 'Two is a crowd'.

Tabel 1. Ongeroteerde Kernmatrix

<i>'Ruwe' Kernmatrix</i>		Schaalcomponenten				
Persoons		I	II	III	IV	V
<i>Comp.</i>	<i>Structuur</i>					
I	Diepte	115.2	21.4	13.4	-23.7	4.5
	Opperv.	37.7	-0.5	-21.8	4.6	3.6
II	Diepte	19.9	4.7	9.1	-1.1	-12.2
	Opperv.	-26.1	-4.9	-17.8	9.1	-11.9
<i>Percentage Verklaarde Kwadratensom</i>		Schaalcomponenten				
Persoons		I	II	III	IV	V
<i>Comp.</i>	<i>Structuur</i>					
I	Diepte	.328	.011	.004	.014	.001
	Opperv.	.035	>.000	.012	.001	>.000
II	Diepte	.010	.001	.002	>.000	.004
	Opperv.	.017	.001	.008	.002	.003

De kernmatrix laat nog eens zien hoe aanvechtbaar een aantal beslissingen zijn geweest. Door de kernmatrix tegen te roteren met de geschatte transformatiematrix op basis van Figuur 1 ($\theta \approx 31$ graden) krijgen we een indruk hoe de kernmatrix er ongeveer uitgezien moet hebben vóór de varimaxrotatie van de personenruimte (zie Tabel 1). Door alle elementen van de kernmatrix te kwadrateren en ze elk te delen door de totale kwadratensom van de herschaalde data (= 40425), krijgt men een overzicht van de bijdrage van elk element van de kernmatrix aan de gezamenlijke verklaarde 'variantie' (eigenlijk kwadratensom) van de data door het model (zie eveneens Tabel 1). Met behulp van de kernmatrix kan worden afgeleid in hoeverre de kwadratensommen verklaard door de afzonderlijke analyses op elke weg, overeenkomen met de door alle wegen tezamen verklaarde kwadratensom in de drieweganalyse. Deze vergelijking is numeriek weergegeven in Tabel 2. (De percentages voor de ongeroteerde persoonscomponenten ontbreken bij gebrek aan gegevens). Uit Tabel 2 blijkt dat een beslissing ten gunste van vijf componenten betekent dat men componenten meeneemt die ongeveer één procent of minder van de totale kwadratensom verklaren, terwijl uit Tabel 1 blijkt dat men spreekt over componentcombinaties, die minder dan 0.4% verklaren.

Tabel 2. Percentage Verklaarde Variantie voor de Componenten van de Drie Wegen

Weg/Mode	Afzonderlijke Analyses*						In Gezamenlijke Analyse **					
	1	2	3	4	5	Tot.	1	2	3	4	5	Tot.
Personen	-	-				49.4	37.3	7.9				45.2
Schalen	44.2	6.5	6.0	5.1	4.2	66.0	38.9	1.2	2.6	1.7	0.8	45.2
Kernbegrip.	45.9	13.0				58.8	40.5	4.7				45.2

* Gegevens voor persoonscomponenten ontbreken.

** Berekend met behulp van de kernmatrix uit Tabel 1.

Zoals dergelijke analyses vaak laten zien hebben de personen meer gemeen (eerste persoonscomponent verklaart 37% van de totale kwadratensom), dan dat ze verschillen (tweede component verklaart 8%, zie Tabel 2), en personen met een '5' leerconceptie onderscheiden zich voornamelijk van personen met een '1' of een '2' leerconceptie in de negatieve evaluatie van de oppervlaktestructuur (zie Tabel 1). Merk overigens op dat Figuur 1 laat zien dat vrijwel alle personen ongeacht hun leerconceptie een positieve lading hebben op de eerste component. Het is mogelijk om een verdere typering van de persoonsassen te geven aan de hand van de kernmatrix, maar dat lijkt me in dit kader niet precies de bedoeling. Naar aanleiding van de opmerking in de sectie Kernmatrix van de Discussie dat de kernmatrix 'een betrekkelijk complexe structuur aangeeft tussen de drie modes. Van de 20 elementen zijn er welgeteld 3 bijna gelijk aan 0', kan er nog gezegd worden dat vóór rotatie van de persoonsruimte er slechts 7 van de 20 elementen waren die een bijdrage aan de kwadratensom leverden die groter was dan 1%, en wanneer men geen enkele varimaxrotatie had toegepast zou dit aantal waarschijnlijk nog kleiner zijn geweest. Dit houdt in dat men zich er terdege op moet bezinnen wat men wil, voordat bepaalde rotaties worden uitgevoerd in een drieweganalyse.

Concluderend zou ik willen zeggen, dat het artikel op vele punten onvolkomenheden bevat, of toch op zijn minst onuitgewerkte analyses. Verder worden er beweringen gedaan die door het materiaal misschien wel, maar dan toch niet door de gepresenteerde analyses ondersteund worden, ook al is het onderzoek, zoals herhaaldelijk wordt opgemerkt, exploratief van aard.

REFERENTIES

- Kroonenberg, P.M. (1983). *Three-mode principal component analysis: Theory and applications*. Leiden: DSWO Press.
- Kroonenberg, P.M. (1985). Three-mode analysis of semantic differential data: The case of a triple personality. *Applied Psychological Measurement*, 9, 83-94.
- Kroonenberg, P.M., & De Leeuw, J. (1980). Principal component analysis of three-mode data by means of alternating least-squares algorithms. *Psychometrika*, 45, 69-97.
- Levin, J. (1965). Three-mode factor analysis. *Psychological Bulletin*, 64, 442-452.
- Pierar, M. (1987). De betekenis van het leren: Een exploratief onderzoek naar leerconcepties met de semantische differentiaal. *Tijdschrift voor Onderwijsresearch*, 12.
- Snyder, F.W., & Wiggins, N. (1970). Affective meaning systems: A multivariate approach. *Multivariate Behavioral Research*, 5, 453-468.
- Ten Berge, J.M.F. (1986a). Some relationships between descriptive comparisons of components from different studies. *Multivariate Behavioral Research*, 21, 29-40.
- Ten Berge, J.M.F. (1986b). Rotation to perfect congruence and the cross-validation of component weights across populations. *Multivariate Behavioral Research*, 21, 41-64; 262-266.
- Tucker, L.R. (1966). Some mathematical notes on three-mode factor analysis. *Psychometrika*, 31, 279-311.
- Tucker, L.R. (1972). Relations between multidimensional scaling and three-mode factor analysis. *Psychometrika*, 37, 3-27.
- Weesie, J., & Van Houwelingen, H. (1983). GEPCAM user's manual: Generalized principal components analysis with missing values. Intern rapport, Instituut voor Mathematische Statistiek, Rijksuniversiteit Utrecht.

Ontvangen 6-5-1987.