

Mogelijkheden en beperkingen van factoranalyse

Illustratie met de WISC-R bij kinderen met leerproblemen

Joris Cracco¹ en Evert Thiery²

Samenvatting

Dit artikel is het tweede deel van een tweeluik. In het eerste deel kwam de clusteranalyse aan bod. Dit tweeluik heeft vooral een educatieve betekenis. Het is gericht naar de clinicus die steeds meer in de literatuur met deze technieken geconfronteerd wordt en wil leren wat de techniek inhoudt en wat de mogelijkheden en beperkingen zijn zonder al te veel met de statistische aspecten rekening te moeten houden.

In dit artikel leggen we uit wat factoranalyse is. We beschrijven de verschillende toepassingsmogelijkheden, de verschillende soorten factoranalyse en de problemen en beperkingen die aan deze techniek verbonden zijn. Het geheel wordt geïllustreerd met een onderzoek waarin de factorstructuur van de WISC-R bij 347 kinderen met leerproblemen wordt onderzocht.

1 Joris Cracco is orthopedagoog en werkzaam als algemeen directeur in Tordale te Torhout.

2 Prof. dr. Evert Thiery is neuropsychiater en ere gewoon hoogleraar aan de Universiteit Gent. Hij is tevens werkzaam in het Consultatiecentrum Neuropsychologie te Gent.

Mogelijkheden en beperkingen van factoranalyse

Illustratie met de WISC-R bij kinderen met leerproblemen

Joris Cracco en Evert Thiery

1 Inleiding

Multivariate statistische technieken nemen in de huidige neuropsychologische research steeds meer een belangrijke plaats in. Een elementaire kennis van de multivariate statistiek is dan ook een noodzaak om dergelijke studies op hun waarde te kunnen beoordelen, vooral omdat deze technieken vaak minder objectief zijn dan ze op het eerste zicht lijken. In een vorig artikel bespraken we de clusteranalyse. De bedoeling van dit artikel is om de lezer kennis te laten maken met een andere techniek, nl. factoranalyse. We proberen dit op zodanige wijze te doen dat een beperkte kennis van de statistiek voldoende is om dit artikel te kunnen lezen. Net zoals het eerste deel van dit tweeluik heeft ook dit artikel de educatieve bedoeling om de clinicus vertrouwd te maken met een veelgebruikte statistische techniek en is het niet gericht naar de meer gevorderde statisticus. Daarom zal de theorie worden geïllustreerd met een praktijkvoorbeeld, nl. de factorstructuur van de WISC-R.

2 Toepassingen

Bij factoranalyse probeert men een achterliggende structuur in een aantal variabelen te ontdekken. Met andere woorden: men poogt na te gaan in welke mate de resultaten op een aantal verschillende tests kunnen worden verklaard door een of meerdere achterliggende dimensies. Om dit te verduidelijken kunnen we de WISC als voorbeeld geven. Bij de constructie veronderstelde Wechsler dat deze intelligentietest twee belangrijke dimensies bezit, nl. een verbale en een performale. Deze worden weerspiegeld in het verbale en het performale IQ. Dit onderscheid was echter gebaseerd op louter theoretische overwegingen en niet op een empirische bewijsvoering. Later heeft men deze opdeling wel empirisch kunnen bevestigen met behulp van factoranalyse.

In plaats van een structuur te zoeken, kan men ook op voorhand een bepaalde structuur veronderstellen en dan nagaan in hoeverre deze compatibel is met de gevonden resultaten. In dit geval spreekt men van confirmatorische factoranalyse (in tegenstelling tot exploratieve

factoranalyse).

Factoranalyse wordt ook vaak gebruikt als een datareductietechniek (Reuling, 1987). Men wil de variabelen zo veel mogelijk samenvatten met zo weinig mogelijk verlies aan informatie. Om terug te keren naar ons voorbeeld van de WISC, zou men kunnen stellen dat de 12 subtests te veel zijn om in één keer te kunnen overzien. Met behulp van een factoranalyse kan men deze 12 scores herleiden tot een drietal factoren, zonder dat er veel informatie verloren gaat.

Met factoranalyse kan men aan de proefpersonen nieuwe scores toekennen (factorscores genaamd) die de oorspronkelijke resultaten op de empirische variabelen samenvatten. In die zin kan factoranalyse ook worden beschouwd als een schaaltechniek.

3 Werkwijze

Bij factoranalyse worden eerst de correlaties tussen de verschillende variabelen berekend. Aan de hand van die correlatiematrix probeert men een of meerdere hypothetische variabelen (nl. de factoren) te construeren die zoveel mogelijk variantie in de empirische variabelen (de gemeten waarden) kunnen verklaren. Er bestaan hiervoor verschillende algoritmen en zoals bij de clusteranalyse bestaat er geen eensgezindheid omtrent welke methode de beste is (Kim & Mueller, 1978).

Het grootste probleem bij het construeren van de hypothetische variabelen is het schatten van de communaliteiten (Kim e.a., 1987; Meerling, 1980, 1981; Reuling, 1987). De communaliteit is de hoeveelheid variantie van één variabele die door alle factoren samen wordt verklaard. Iedere empirische variabele heeft dus een communaliteit. De communaliteiten kunnen aan de hand van de correlatiematrix niet exact worden berekend maar ze zijn wel noodzakelijk om alle andere rekenkundige bewerkingen uit te voeren. Dit probleem wordt opgelost door een schatting te maken. De manier waarop men deze waarden inschat, heeft wel gevolgen voor de uiteindelijke uitkomst zodat verschillende soorten factoranalyses verschillende resultaten kunnen geven. We komen hierop terug in de volgende paragraaf.

Nadat de communaliteiten werden ingeschat, kunnen de eigenwaarden en de factorladingen worden berekend. De eigenwaarde is de hoeveelheid variantie die één factor in alle variabelen verklaart (m.a.w. het tegenovergestelde van de communaliteit) en de factorlading is de correlatie van een empirische variabele met de factor (Kim e.a., 1987; Meerling, 1980, 1981; Reuling, 1987). We zullen deze termen proberen te verduidelijken met een voorbeeld.

4 Voorbeeld: De WISC-R-factorstructuur bij kinderen met leerproblemen

In een revalidatiecentrum werden de WISC-R-scores van 347 aangemelde kinderen verzameld

(211 jongens en 136 meisjes, gemiddelde leeftijd 102,80 maanden, SD 20,97). Deze kinderen voldoen aan de volgende voorwaarden: (1) alle subtests van de WISC-R werden afgenomen, (2) de kinderen hebben leerproblemen die niet te wijten zijn aan primaire emotionele stoornissen, sensorische problemen of tweetalige opvoeding en (3) ze hebben een TIQ \geq 70. Het intelligentieprofiel van een subgroep van deze kinderen en de wijze waarop de data werden verzameld, staan elders uitvoeriger beschreven (Cracco, 1991).

De WISC-R bestaat uit twaalf subtests die we zoals gebruikelijk als volgt afkorten: I = Informatie, O = Overeenkomsten, R = Rekenen, W = Woordenschat, B = Begrijpen, C = Cijferreeksen, OT = Onvolledige Tekeningen, PO = Plaatjes Ordenen, BP = Blokpatronen, FL = Figuur Leggen, SU = Substitutie, DH = Doolhoven. Het totaal IQ wordt afgekort als TIQ, het verbaal IQ als VIQ en het performaal IQ als PIQ. Soms worden de subtests ook gegroepeerd volgens de factorstructuur. We spreken dan van F1IQ voor de eerste factor (bestaande uit de subtests I, O, W en B), F2IQ voor de tweede factor (subtests OT, PO, BP, FL, en DH) en F3IQ voor de subtests R, C en SU.

Tabel 1: Gemiddelde, standaarddeviatie en range (laagste/hogste score) voor de IQ's en subtestscores van de proefgroep.

Variabele	Gemiddelde	Standaarddeviatie	Range
TIQ	90.88	11.55	71 – 134
VIQ	92.69	11.40	69 – 142
PIQ	91.08	13.35	63 – 134
F3IQ	95.84	12.34	71 – 148
F2IQ	90.76	13.97	64 – 137
F3IQ	90.65	11.58	59 – 123
I	7.86	2.64	1 – 18
O	9.20	2.72	1 – 19
R	7.91	2.45	2 – 15
W	9.31	2.56	3 – 19
B	10.96	2.86	1 – 19
C	8.40	2.58	2 – 16
OT	9.27	2.92	2 – 19
PO	9.09	2.74	1 – 18
BP	8.00	3.00	1 – 17
FL	7.71	3.39	1 – 18
SU	9.50	3.05	1 – 18
DH	8.91	2.60	1 – 16

We hebben dus een datamatrix van 347 proefpersonen en 12 testvariabelen (de 12 subtests van de WISC-R) waarvan we aannemen dat ze op een intervallschaal werden gemeten. In tabel 1 geven we de belangrijkste kenmerken weer van de testvariabelen en in tabel 2 vindt men de

correlatiematrix.

Uit vorig factoranalytisch onderzoek (De Bruyn, Kroes & Oosterbaan, 1990; Gutkin & Reynolds, 1981; Kaufman, 1975, 1979; Kaufman & McLean, 1986; Reynolds & Gutkin, 1980; van de Koppel, Nuijten & Kaanders, 1988) weten we dat deze 12 subtests meestal zijn samen te vatten in drie factoren: een verbale, een ruimtelijke oriëntatie factor en een derde factor die meestal de concentratiefactor wordt genoemd (Freedom from Distractibility). Hierbij zijn er wel aanwijzingen dat de derde factor enigszins onstabiel is (Karnes & Brown, 1980; Petersen & Hart, 1979; Van Hagen & Kaufman, 1975).

We voerden zelf een factoranalyse uit om na te gaan of deze factorstructuur ook opgaat voor onze proefgroep. Er werd gebruik gemaakt van een principiale factoranalyse en varimaxrotatie. Het aantal factoren werd gekozen volgens het eigenwaarde > 1 criterium (verder in de tekst worden deze termen uitgelegd). In tabel 3 vindt de lezer de initiële factorladingen en de communaliteiten. Zoals we reeds vermeldden, zijn factorladingen correlaties tussen de empirische en de hypothetische variabelen. Zo zien we in ons voorbeeld (tabel 3) dat de correlatie tussen de subtest Informatie en de eerste factor 0,5761 bedraagt of, met andere woorden, factor 1 verklaart $0,5761^2$ of een proportie van 0,3319 ($\pm 33\%$) van de variantie van de subtest Informatie.

Tabel 2: Correlatiematrix van de 12 WISC-R-subtests

	I	O	R	W	B	C	OT	PO	BP	FL	SU
O	.35										
R	.36	.23									
W	.50	.38	.23								
B	.32	.36	.23	.57							
C	.09	.21	.22	.21	.23						
OT	.27	.29	.10	.28	.26	.13					
PO	.20	.22	.14	.32	.27	.18	.43				
BP	.22	.36	.19	.20	.17	.15	.36	.35			
FL	.19	.31	.16	.23	.21	.12	.42	.43	.62		
SU	.01	-.03	.03	.09	.02	.13	.05	.04	.07	.11	
DH	.10	.18	.12	.12	.19	.09	.32	.27	.33	.28	.13

De communaliteit van de subtest Informatie = 0,5478, m.a.w. 54,78 % van de variantie van deze variabele wordt verklaard door deze drie factoren. Dit kan als volgt worden gecontroleerd: $0,5478$ (de communaliteit van I) = $0,5761^2 + 0,4331^2 + (-0,1680)^2$ (de som van de kwadraten van de factorladingen van I op de drie factoren).

De eigenwaarde is de hoeveelheid variantie die één factor over alle variabelen kan verklaren. De eigenwaarde van factor een (3,6597) is dus gelijk aan de som van de kwadraten van de

factorladingen van alle variabelen op deze factor ($0,5761^2 + 0,6226^2 + \dots + 0,1396^2 + 0,4465^2$). In ons voorbeeld verklaart de eerste factor dus evenveel variantie als 3,6597 variabelen samen. De drie factoren samen hebben een eigenwaarde van 6,21964. Dit is uiteraard net even veel als de som van de communaliteiten.

Als we de resultaten van tabel 3 proberen te interpreteren, dan kunnen we factor 1 beschouwen als een algemene intelligentiefactor. De subtests Cijferreeksen en Substitutie hebben de laagste factorlading. Deze taken doen inderdaad vooral een beroep op geheugen en associatief denken. De tweede factor is een bipolaire factor die vooral een dimensie verbaal-performaal lijkt te weerspiegelen: de eerste zes subtests hebben een positieve en de volgende zes subtests een negatieve lading. De subtests die laag scoren op de eerste factor scoren hoog op de derde. In die zin kan de derde factor worden beschouwd als het tegenovergestelde van de eerste.

In ons voorbeeld lukt het nog vrij goed om de drie factoren te interpreteren. Dit is echter niet altijd het geval. Om de interpretatie te vereenvoudigen, worden de factoren vrijwel steeds gerooteerd. Bij rotatie wordt de verklaarde variantie tussen de factoren herverdeeld. In tabel 4 geven we de factorladingen na (varimax)rotatie.

Tabel 3: Initiële factorladingen en communaliteiten na principiale factoranalyse

Subtest	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Communaliteit
I	0.5761	0.4331	-.1680	0.5478
O	0.6226	0.1552	-.1789	0.4437
R	0.4342	0.3382	0.1347	0.3210
W	0.6638	0.4542	0.0030	0.6470
B	0.6134	0.4017	-.0066	0.5376
C	0.3674	0.1907	0.5399	0.4628
OT	0.6278	-.2532	-.1207	0.4728
PO	0.6029	-.2659	-.0733	0.4396
BP	0.6390	-.4399	-.0780	0.6079
FL	0.6442	-.4825	-.0846	0.6550
SU	0.1396	-.1401	0.8140	0.7017
DH	0.4465	-.4037	0.1433	0.3828
Eigenwaarde	3.6597	1.4738	1.0861	6.21964

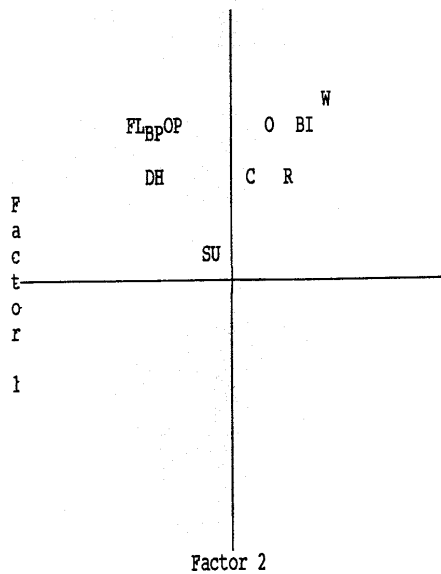
Tabel 4: Factorladingen, eigenwaarden en communaliteiten na varimaxrotatie.

Noot: factorladingen hoger dan 0.4 worden in vet afgedrukt.

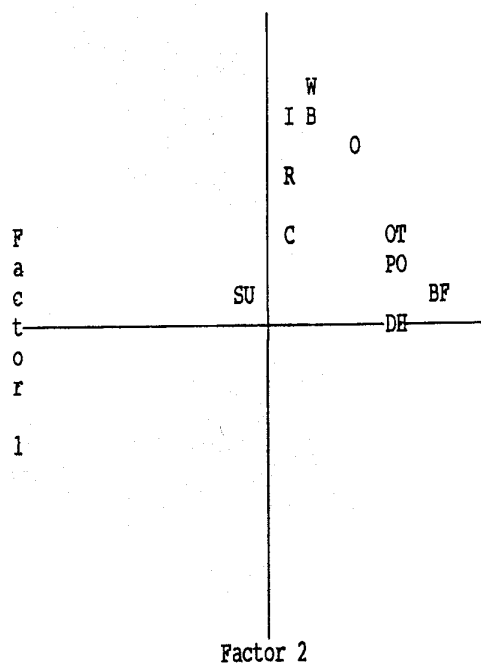
Subtest	Factor 1	Factor 2	Factor 3	Communaliteit
I	0.1278	0.7244	-0.0815	0.5478
O	0.3552	0.5577	-0.0804	0.4437
R	0.0555	0.5286	0.1964	0.3210
W	0.1539	0.7831	0.1008	0.6470
B	0.1559	0.7115	0.0843	0.5376
C	0.0601	0.3365	0.5881	0.4628
OT	0.6356	0.2620	-0.0155	0.4728
PO	0.6208	0.2311	0.0275	0.4396
BP	0.7679	0.1313	0.0314	0.6079
FL	0.8020	0.1049	0.0264	0.6550
SU	0.0945	-0.0850	0.8280	0.7017
DH	0.5787	0.0030	0.2187	0.3828
Eigenwaarde	2.5633	2.5054	1.5090	6.21964

Inspectie van tabel 4 leert ons dat na de rotatie de totale hoeveelheid verklaarde variantie niet verandert. De communaliteiten en de som van de eigenwaarden blijven dezelfde. Wat wel wijzigt, zijn de factorladingen en de eigenwaarde per factor. De typische driefactorenstructuur van de WISC-R wordt hier grotendeels bevestigd. De eerste factor kunnen we interpreteren als een verbale, met hoge ladingen op de subtests Informatie, Overeenkomsten, Rekenen, Woordenschat en Begrijpen. Op de tweede factor laden vooral subtests die een beroep doen op spatiële vaardigheden en de derde factor correleert hoofdzakelijk met de subtests Cijferreeksen en Substitutie. Uitzonderlijk bij onze resultaten is wel dat de subtest Rekenen hoog laadt op de verbale factor en niet op de derde. Verder zien we geen noemenswaardige samenhang tussen de subtest Informatie en de derde factor, wat meestal wel het geval is. Ten slotte wordt hier ook bevestigd dat Onvolledige Tekeningen en Plaatjes Ordenen in een niet onbelangrijke mate (ook) een beroep doen op verbale vaardigheden. Dit blijkt uit hun relatief hoge correlaties (respectievelijk 0.2620 en 0.2311) met de verbale factor.

In figuur 1 en 2 zien we op een grafische wijze wat er bij rotatie eigenlijk gebeurt. Op de X-as staan de ladingen van factor 1 uitgezet en op de Y-as de ladingen van factor 2. Om de figuur te vereenvoudigen werd de derde dimensie - factor 3 - buiten beschouwing gelaten. Figuur 1 geeft de initiële ladingen en figuur 2 de ladingen na rotatie. We zien dat de assen zodanig werden gedraaid dat de verschillende subtests zo dicht mogelijk bij een as (factor) komen te liggen.



Figuur 1: Plot van de initiële factorladingen. De subtests worden op de gebruikelijke wijze afgekort. OP betekent Onvolledige tekeningen en Plaatjes ordenen.



Figuur 2: Plot van de factorladingen na varimaxrotatie. De subtests worden op de gebruikelijke wijze afgekort. BF betekent Blokpatronen en Figuur leggen.

5 Soorten factoranalyse

In de vorige paragraaf vermeldden we dat de communaliteiten nooit exact kunnen worden berekend vanuit een correlatiematrix. Naargelang de wijze waarop de communaliteiten worden ingeschat, kan men verschillende soorten factoranalyse onderscheiden. Het zou ons te voeren om hier alle mogelijkheden grondig te bespreken. De geïnteresseerde lezer verwijzen we naar Kim e.a. (1978) die een leesbare bespreking geven.

Ten tweede kunnen we een onderscheid maken op basis van de aard van de correlatiematrix. In ons voorbeeld werden correlaties berekend tussen de verschillende testvariabelen (de subtests van de WISC-R). Dit is de meest gebruikte werkwijze en wordt meestal met R-factoranalyse aangeduid. Men kan ook correlaties berekenen tussen de individuen. De individuen kunnen dan op basis van hun factorladingen worden ingedeeld in subgroepen. In dit geval spreekt men van Q-factoranalyse. Deze werkwijze kan worden beschouwd als een soort clusteranalyse (Morris, Blashfield & Satz, 1981).

Er bestaan eveneens meerdere methodes om de factoren te roteren. Globaal gezien maakt men een onderscheid tussen orthogonale en oblique rotaties. Bij een orthogonale rotatie blijven de assen loodrecht op elkaar staan en blijven de factoren onafhankelijk van elkaar. D.w.z. dat de factoren niet met elkaar correleren en dat variantie die door één factor wordt verklaard niet meer door een andere kan worden verklaard. Bij een oblique rotatie krijgt men meestal een mooiere oplossing maar het nadeel is dat de factoren niet meer onafhankelijk zijn van elkaar en dus moeilijker te interpreteren. Binnen deze twee groepen bestaan er nog verschillende varianten. De varimaxmethode die we in ons voorbeeld hebben gebruikt, is bijvoorbeeld een orthogonale methode die de variantie per kolom maximaliseert (Reuling, 1987).

6 Problemen bij factoranalyse

Bij het bespreken van de clusteranalyse vermeldden we dat er bij deze techniek een aantal beslissingen moeten worden genomen die moeilijk op een objectieve wijze te verdedigen zijn. Ook bij factoranalyse moeten verschillende keuzes worden gemaakt en bestaat er geen algemeen aanvaarde consensus over welke keuze in welke omstandigheid de beste is.

6.1 Het construeren van de datamatrix

Een eerste keuze wordt gemaakt bij het construeren van de datamatrix. Het verzamelen van gegevens is uiteraard een delicate zaak in ieder onderzoeksproces. De eisen omtrent objectiviteit bij het verzamelen, psychometrische kwaliteiten van de gebruikte tests, representativiteit, replicerbaarheid, betrouwbaarheid, validiteit e.d.m. gelden uiteraard ook in factoranalytisch onder-

zoek. Een specifiek probleem bij factoranalyse is dat men moet beschikken over een stabiele correlatiematrix. Wanneer men over te weinig waarnemingen beschikt, kunnen uitschieters de correlatiematrix ernstig verstoren. Comrey (1978) stelt als minimumeis dat het aantal waarnemingen (individuen) minstens het vijfvoud moet bedragen van het aantal variabelen. Ook het gebruik van categorische data (bv. vragenlijsten waarbij met ja of nee wordt geantwoord) kunnen de correlatiematrix onstabiel maken. Het is dan ook aan te raden om enkel variabelen te gebruiken die op een intervalschaal worden gemeten (Meerling, 1980).

6.2 Welke soort factoranalyse

Een tweede probleem vormt het kiezen van het soort factoranalyse. Daar er geen enkele methode algemeen wordt aanvaard als de beste, valt iedere keuze moeilijk op een objectieve wijze te verantwoorden (Reuling, 1987). Dit probleem kan o.i. het best worden opgelost door meerdere factoranalyses op dezelfde datamatrix uit te voeren en na te gaan of er grote verschillen optreden naargelang het type analyse die men uitvoert. Indien men het aantal factoren constant houdt, is dit meestal niet het geval (Comrey, 1978).

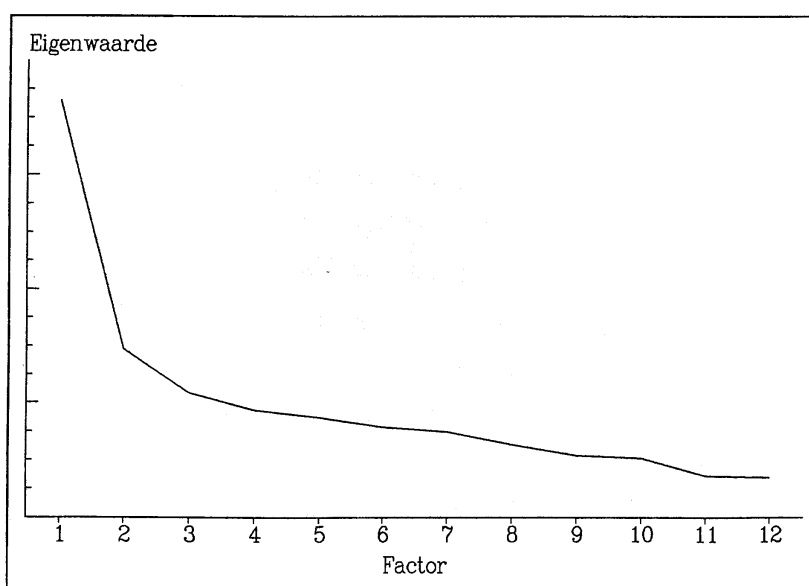
Ook wat betreft het soort rotatie is het moeilijk om vaste richtlijnen te geven. Oblique rotaties lijken aantrekkelijk omdat ze een mooiere factorstructuur opleveren, maar hebben het nadeel dat de factoren niet meer volledig onafhankelijk zijn. Bij het uitvoeren van oblique rotaties is het in ieder geval aan te raden op voorhand vast te stellen in welke mate de factoren met elkaar mogen correleren (Comrey, 1978).

6.3 Het aantal factoren

Verder moet men ook kiezen hoeveel factoren er uit de factorstructuur moeten worden weerhouden. In principe kan men even veel factoren berekenen als er variabelen zijn. Dit is uiteraard zinloos indien men aan datareductie wil doen. Er zijn vijf criteria op basis waarvan men het aantal factoren kan kiezen (Reuling, 1987). Ten eerste kan men een voorafgaande theorie hebben omtrent de achterliggende structuur in de data. In ons voorbeeld hadden we a priori kunnen kiezen voor een driefactorenmodel op basis van voorafgaand onderzoek. Een tweede mogelijkheid is op voorhand te bepalen hoeveel variantie de factorstructuur moet verklaren. In tabel 5 geven we de eigenwaarde en de verklaarde variantie van alle 12 factoren uit ons voorbeeld. We merken dat de door ons gekozen driefactorenoplossing 51,83 % van de variantie verklaart. Indien we meer variantie willen hebben verklaard, moeten we ook meer factoren kiezen. Het derde criterium is het elleboog- of knikcriterium. Hierbij zet men de eigenwaarden grafisch uit en kijkt men of er ergens een plotse daling in verklaarde variantie optreedt. Een dergelijke "knik" in de grafiek geeft aan dat de volgende factor relatief weinig bijdraagt in termen van verklaarde variantie en daardoor minder interessant wordt.

Tabel 5: Eigenwaarde en procent verklaarde variantie per factor

Factor	Eigenwaarde	Procent	Cumulatief procent
1	3.6597	30.50	30.50
2	1.4738	12.28	42.78
3	1.0861	9.05	51.83
4	0.9355	7.80	59.63
5	0.8738	7.28	66.91
6	0.7936	6.61	73.52
7	0.7528	6.27	79.80
8	0.6414	5.35	85.14
9	0.5444	4.54	89.68
10	0.5207	4.34	94.02
11	0.3674	3.06	97.08
12	0.3507	2.92	100.00



Figuur 3: Helling plot van de eigenwaarden

In figuur 3 geven we een voorbeeld van deze werkwijze. In deze grafiek staan de 12 factoren op de X-as uitgezet en hun eigenwaarden op de Y-as. Een dergelijke grafiek wordt in het Engels aangeduid met scree plot (hellingplot). We zien inderdaad een eerste knik bij de derde factor. De driefactorenoplossing is volgens het knikcriterium dus zeker te rechtvaardigen. Het vierde criterium wordt wellicht het meest gebruikt en wordt het eigenwaarde- of het Kaiser-criterium genoemd (Kim e.a., 1978). Een factor met een eigenwaarde kleiner dan één verklaart minder variantie dan een empirische variabele (iedere variabele verklaart immers zichzelf) en is in die optiek minder interessant. Men kiest dan ook meestal voor het aantal factoren dat een eigenwaarde groter dan één heeft. Ten vijfde kan men kiezen voor een factorstructuur die qua interpretatie (a posteriori) interessant of logisch lijkt.

6.4 De interpretatie van de factoren

Een laatste probleem vormt de interpretatie van de factoren. Dit is zowel een kwantitatief als een kwalitatief probleem. Het kwantitatieve aspect ligt hierin dat men moet bepalen vanaf wanneer een factorlading hoog genoeg is om een empirische variabele bij een factor te delen. In ons voorbeeld met de WISC-R zijn de resultaten vrij duidelijk en werd de grens gelegd op een factorlading van 0,4. De zaken liggen echter niet steeds zo eenvoudig. Het kan bijvoorbeeld voorkomen dat een bepaalde variabele op twee factoren een vrij hoge factorlading heeft.

Bij het interpreteren van de factoren komt ook het kwalitatieve aspect kijken. Bij de WISC-R is iedereen het wel eens met de benamingen van de verbale en de ruimtelijk-spatiële factor. Bij de derde factor ligt de zaak echter niet zo eenvoudig. Kaufman (1979) noemt deze factor "freedom from distractibility", hetgeen in het Nederlandse taalgebied vaak wordt vertaald als concentratiefactor. Kaufman geeft echter zelf aan dat deze factor waarschijnlijk verschillende zaken kan meten bij verschillende individuen. De drie subtests die vaak hoog met deze factor correleren (Rekenen, Cijferreeksen en Substitutie) hebben heel wat zaken gemeen. Naast het concentratievermogen doen ze een beroep op het hanteren van symbolen. Met uitzondering van Substitutie A moeten er steeds cijfers worden gehanteerd. Verder spelen het kortetermijngeheugen en het sequentiëren een belangrijke rol. Gezien deze veelzijdigheid is de term concentratiefactor o.i. niet zo gelukkig gekozen. Het lijkt ons voorzigtiger om gewoonweg te spreken van de derde factor. Dit vermindert het gevaar dat een kind dat laag scoort op deze drie subtests, automatisch en onnadenkend het etiket concentratieprobleem zal krijgen opgeplakt.

7 Besluit

In dit artikel en in het vorige artikel over clusteranalyse (Cracco & Thiery, 2001) hebben we gepoogd om deze multivariate statistische technieken uit te leggen op een zodanige wijze dat de

lezer slechts een beperkte voorkennis van statistiek nodig heeft. Verder werden beide technieken geïllustreerd met een praktisch voorbeeld en bleven we stilstaan bij een aantal beschouwingen die van belang zijn bij de toepassing ervan. Bij factoranalyse vertrekt men van de correlatiematrix tussen variabelen en probeert men van daaruit een meer overzichtelijke structuur te creëren. Bij clusteranalyse worden individuen in groepen ingedeeld zodanig dat de leden van één groep zo veel mogelijk op elkaar gelijken en tegelijk zo veel mogelijk verschillen van de leden van de andere groepen. Dit verschil is echter relatief. Bij Q-factoranalyse zal men bv. de individuen en de variabelen in de correlatiematrix omdraaien zodat we in feite een soort clustertechniek krijgen.

Multivariate statistiek heeft met de opkomst van de informatica en de PC heel wat aan belang gewonnen. Het is echter niet omdat men iets kan gebruiken, dat men het ook moet gebruiken. We vinden het dan ook belangrijk om de voor- en nadelen goed in overweging te nemen.

Een groot voordeel is ongetwijfeld dat men met behulp van deze technieken zeer gecompliceerde relaties op een repliceerbare wijze kan ontdekken en verwerken. Ook de menselijke geest kan dit, maar dan op een meer intuïtieve (en zeer moeilijk te repliceren) wijze. We geven wel de voorkeur aan de term repliceerbaar boven de term objectief. Uit ons betoog blijkt namelijk duidelijk dat de resultaten van zowel clusteranalyse als factoranalyse sterk kunnen worden beïnvloed door subjectieve keuzes van de gebruiker.

De nadelen vermeldden we reeds in het vorige artikel. Door de schijn van objectiviteit die deze technieken hebben, bestaat het risico dat ze minder kritisch worden behandeld of geïnterpreteerd en dat het moeizame proces van de validering van de resultaten wordt overgeslagen of te beperkt wordt gehouden. Daar ze zeer complex zijn, kunnen ze ook gemakkelijker worden gemanipuleerd. De grotere toegankelijkheid brengt dan weer het gevaar met zich mee dat ze te pas en te onpas worden gebruikt, hetgeen meestal eerder verwarrend dan verhelderend werkt. We mogen niet vergeten dat deze technieken niet meer dan hulpmiddelen zijn die ons toelaten om een bepaalde hypothese te verwerpen of te aanvaarden. Ze zeggen niets over de waarde en de bruikbaarheid van de getoetste hypothesen "an sich".

Dankwoord

De auteurs danken Prof. Dr. André Vandierendonck van de faculteit Psychologie en Pedagogische Wetenschappen, vakgroep Experimentele Psychologie, Universiteit Gent. Zijn adviezen waren onmisbaar bij het tot stand komen van dit artikel.

Referenties

- Comrey, A. (1978). Common methodological problems in factor analytic studies. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 46*, 648-659.
- Cracco, J. (1991). De WISC-R bij kinderen met leerproblemen: Een profielanalyse. *Tijdschrift voor Orthopedagogiek, Kinderpsychiatrie en klinische Kinderpsychologie, 16*, 19-33.
- Cracco, J., & Thiery, E. (2001). Mogelijkheden en beperkingen van clusteranalyse. Illustratie met de WISC-R bij kinderen met leerproblemen. *Significant, 1*.
- De Bruyn, E.E.J., Kroes, G., & Oosterbaan, H. (1990). De WISC-R en herhalingsonderzoek bij kinderen met ernstige gedrags- en leerproblemen. *Tijdschrift voor Orthopedagogiek, 19*, 599-607.
- Gutkin, T.B., & Reynolds, C.R. (1981). Factorial similarity of the WISC-R for white and black children from the standardization sample. *Journal of Educational Psychology, 73*, 227-231.
- Karnes, F.A., & Brown, K.E. (1980). Factor analysis of the WISC-R for the gifted. *Journal of Educational Psychology, 72*, 197-199.
- Kaufman, A.S. (1975). Factor analysis of the WISC-R at 11 age levels between 6 and 16 years. *Journal of Clinical and Consulting Psychology, 43*, 135-147.
- Kaufman, A.S. (1979). *Intelligent testing with the WISC-R*. New York: Wiley and sons.
- Kaufman, A.S., McLean, J.E. (1986). K-ABC/WISC-R factor analysis for a learning disabled population. *Journal of Learning Disabilities, 19*, 145-153.
- Kim, J-O., & Mueller, C.W. (1978). *Introduction to factor analysis. What is it and how to do it*. Beverly Hills: Sage Publications.
- Meerling (1980). *Methoden en technieken van psychologisch onderzoek. Deel 1: Model, observatie en beslissing*. Amsterdam: Meppel.
- Meerling (1981). *Methoden en technieken van psychologisch onderzoek. Deel 2: Data-analyse en psychometrie*. Amsterdam: Meppel.
- Morris, R., Blashfield, R., & Satz, P. (1981). Neuropsychology and cluster analysis: Potentials and problems. *Journal of Clinical Neuropsychology, 3*, 79-99.
- Petersen, C.R., & Hart, D.H. (1979). Factor structure of the WISC-R for a clinic-referred population and specific subgroups. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 47*, 643-645.
- Reuling, A. (1987). *Dataverzameling en data-analyse*. Baarn: H. Nelissen.
- Reynolds, C.R., & Gutkin, T.B. (1980). Stability of the WISC-R factor structure across sex at two age levels. *Journal of Clinical Psychology, 36*, 775-777.
- Van De Koppel, J., Nuijten, J., & Kaanders, M. (1988). De nieuwe WISC-R en het moeilijk lerende kind. *Kind en adolescent, 9*, 177-185.
- Van Hagen, J., & Kaufman, A.S. (1975). Factor analysis of the WISC-R for a group of mentally retarded children and adolescents. *Journal of Consulting and Clinical Psychology, 43*, 661-667.



Significant

- Elektronisch wetenschappelijk tijdschrift
- voor klinische research en reviews
- in revalidatie en psychosociale hulpverlening

Redactiesecretariaat **Significant**

Vormingsdienst SIG (Stichting Integratie Gehandicapten vzw)
Kerkham 1 bus 2, 9070 Destelbergen (België)
tel. +32 (0)9 238 31 25 - fax +32 (0)9 238 31 40
email: info@sig-net.be
www.sig-net.be

Significant

Elektronisch wetenschappelijk
tijdschrift
voor klinische research en reviews
voor revalidatie en psychosociale
hulpverlening

Hoofdredactie

Jan Scheiris (SIG)

Kernredactie

Prof. Dr. C. Andries (VU Brussel)
Prof. Dr. H. Roeyers (U Gent)
Prof. Dr. E. Thiery (U Gent)
Prof. Dr. I. Zink (KU Leuven)
Dr. H. Hellemans (AKZ Antwerpen)
Joris Cracco (SIG)
Herman Van Hove (SIG)

Redactieraad

Prof. Dr. P.P. De Deyn (U Antwerpen)
Prof. Dr. J.P. Fryns (KU Leuven)
Prof. Dr. P. Ghesquière (KU Leuven)
Dr. J. Simons (KU Leuven)
Prof. Dr. H.J.M. Hermans (KU Nijmegen)
Prof. Dr. G. Van Hove (U Gent)
Prof. Dr. M. Vanryckeghem (U Central
Florida)
Drs. H. Van Waelvelde (Arteveldehs)
Prof. Dr. H. Vertommen (KU Leuven)
Prof. Dr. S. Westreich (VU Brussel)

Redactiesecretariaat

Vormingsdienst SIG
(Stichting Integratie Gehandicapten vzw)
Geert Andries
Kerkham 1 bus 2, 9070 Destelbergen (B)
tel. +32 (0)9 238 31 25 - fax 238 31 40
email: info@sig-net.be
www.sig-net.be

Verantwoordelijke uitgever

Jan Scheiris
Stichting Integratie Gehandicapten vzw
Kerkham 1
9070 Destelbergen

Significant is een uitgave van
Vormingsdienst SIG (Stichting
Integratie Gehandicapten vzw) en
verschijnt vier keer per jaar op het
internet:

www.sig-net.be

Abonneren of artikels los bestellen of
nabestellen is mogelijk:

- online via de website
- per post, fax of telefoon via het
redactiesecretariaat

Vormingsdienst SIG

Kerkham 1 bus 2, 9070 Destelbergen
tel. +32 (0)9 238 31 25
fax +32 (0)9 238 31 40

abonnement:

24,79 euro / 1000 frank voor 12
artikels

los bestellen:

2,48 euro / 100 frank per artikel

Significant

Elektronisch wetenschappelijk tijdschrift
voor klinische research en reviews
voor revalidatie en psychosociale hulpverlening

Nummer 2 **Redactioneel**

Jan Scheiris, hoofdredacteur

Veel liever hadden wij veel sneller van ons laten horen. De artikel- en auteursvijver in het door Significant beoogde werkveld is echter klein, misschien te klein voor het aantal vissers. Onze redactie speurt en stimuleert tot publicatie, maar ook bij onderzoekers is de werkdruk hoog, zodat publiceren liefst ook scoren betekent en dat is met een artikel in een beginnend tijdschrift moeilijk ...

Toch blijft onze redactie geloven in de kansen die Significant kan bieden aan onderzoekers die het belangrijk vinden aspecten van hun werk te delen met en aldus te vertalen naar de brede praktijk van het psychosociale werkveld onder de vorm van een wetenschappelijk artikel. Hoeveel proefschriften zouden niet kunnen worden vertaald naar een stuk dat relevant is voor de praktijk en bovendien goed wetenschappelijk onderbouwd, maar 'in de kast' blijft liggen? Hoeveel interessant, degelijk werk geraakt niet verder dan de succesvolle verdediging voor een jury? Hoeveel beginnende onderzoekers zouden niet gediend zijn met een publicatie in een tijdschrift waar aanvaarding of niet geen regelrechte ramp betekent voor hun wetenschappelijk imago of verdere carrière? En zou dat op bepaalde onderzoeksterreinen of in bepaalde onderzoeksfasen ook niet gelden voor hun gerenommeerde collega's?

Voor al die onderzoekers wil Significant een partner zijn. Wie al in het tijdschrift publiceerde, weet dat samenwerking met onze redactie meestal een win/win-situatie wordt en geen lijdensweg ... Ga op de Significant(e) uitdaging in of stimuleer collega's om dat te doen!

In het tweede nummer van Significant werden twee artikels opgenomen.

Wie wil weten wat een **factoranalyse** is en welke inhoudelijke, praktische waarde de resultaten daarvan al dan niet hebben, kan terecht in het artikel van *Joris Cracco en Evert Thiery*. Samen met hun bijdrage over clusteranalyse in een vorig nummer, vormt dit een mooi tweeluik.

Hoe en wat voelen kinderen? Verschillen 'neerslachtige' of 'onaangepaste' kinderen in hun **affectstructuur** van 'normale'? *Patrick Meurs en Gaston Cluckers* geven ons een inkijk in hun onderzoek daarover. Conform de doelstellingen van Significant proberen zij hun vaststellingen te vertalen naar aandachtspunten in de (psycho)therapeutische praktijk.

Veel leesgenot en ... ben of ken je kandidaat-auteurs voor Significant, neem dan contact op met het redactiesecretariaat.