

# 'Ideational fluency': de enige, echte divergente denkvaardigheid?

B. J. WOLTERS

Vakgroep Algemene Onderwijskunde voor de Lerarenopleiding (i.o.), K.U. Nijmegen

## Samenvatting

*In een in het september-nummer 1977 van Pedagogische Studiën verschenen artikel 'Creativiteit en intelligentie: een zinvol onderscheid?' werd in het 'Besluit' geformuleerd: Het onderzoek van Wallach & Kogan en de replicaties ervan lijken erop te duiden dat situaties die uitnodigen tot het produceren van ideeën binnen de ruime grenzen die aan het probleem zijn gesteld, duidelijk onderscheiden kunnen worden van situaties die in intelligentietests worden gepresenteerd. Dit lijkt wel op te gaan wanneer men het criterium van Wallach toepast: vergelijking van gemiddelden van (inter)correlaties. Toepassing van factoranalyse toont evenwel het bestaan van een g-factor aan, die weliswaar minder 'zwaar' is wanneer toepassing van het criterium van Wallach geen onderscheid tussen divergentie en intelligentie oplevert. Wallach heeft aangetoond dat Guilford's 'ideational fluency' zich nog het duidelijkst van intelligentie onderscheidt. Dit kon niet eenzinnig worden bevestigd. De analyse van het materiaal biedt geen uitsluitel over de vraag in hoeverre het onderscheid tussen intelligentie en divergentie volgens Wallach & Kogan, een 'trait factor' vertegenwoordigt en geen 'method factor'.*

## 1. Inleiding

In zijn 'Structure-of-Intellect' (SI)model onderscheidt Guilford (1967) niet slechts twee operaties – convergente produktie en divergente produktie; hij onderscheidt tevens binnen elke operatie een aantal factoren in statistische zin. In de meeste gevallen representeert elk van deze factoren een denkvaardigheid. Wallach (1970) oefent kritiek uit op de factoranalyse als methode om tot psychologisch betekenisvolle onderscheidingen te komen. Via een zorgvuldig opgebouwde argumentatie (pp. 1214–1217) komt hij tot de opvatting dat er pas sprake kan zijn van divergente produktie, die zich onderscheidt van convergente produktie, indien:

- de divergente denkttests veel variantie gemeenschappelijk hebben;
- zij duidelijk minder variantie gemeenschappelijk hebben met convergente denkttests dan zij onderling gemeenschappelijk hebben;
- de convergente denkttests eveneens veel variantie gemeenschappelijk hebben (p. 1216).

In dat geval zal de ordening van proefpersonen op grond van hun scores op de convergente denkttests en eveneens op intelligentietests (1), verschillen van de ordening op grond van hun scores op de divergente denkttests. Dit verschil in ordening vormt voor Wallach uiteindelijk het criterium om van twee, psychologisch betekenisvolle, onderscheiden dimensies te spreken: 'Because in the absence of clear external validating criteria for divergent-thinking abilities, our primary empirical ground for defending their separate states rests upon their distinguishability from conventional intelligence measures in terms of the orderings of individuals that are obtained' (loc. cit.).

Uit de analyse die Wallach (1970) heeft uitgevoerd met betrekking tot veel empirisch materiaal dat werd verzameld door Guilford en zijn medewerkers, komt naar voren dat divergente produktie geen aparte, van intelligentie onderscheiden, dimensie vormt, met uitzondering van 'ideational fluency'. Een item dat 'ideational fluency' meet is bijvoorbeeld: Wat zou er gebeuren wanneer iedereen plotseling blind werd?

- iedereen zou struikelen en vallen;
- niemand zou kunnen lezen;
- degenen die al blind waren, worden nu leidinggevende mensen;
- krachtcentrales zouden failliet gaan.

(Vrij) recente empirische onderzoeken – ná 1965 – met betrekking tot de relatie tussen intelligentie en divergentie blijken, zoals uit de volgende paragraaf naar voren zal komen, geen overtuigende bevestiging te vormen van de bevinding dat 'ideational fluency' zich onderscheidt van overige divergente denkvaardigheden.

## 2. Intelligentie, dievergentie en 'ideational fluency'

Als eerste zal een onderzoek van Cave (1970) worden gerefereerd met het doel om na te gaan of:

- intelligentie en divergentie als één dimensie of als onderscheiden dimensies, in de zin van Wallach, moeten worden opgevat;
- 'ideational fluency' zich onderscheidt van de overige divergente denkvaardigheden in die zin dat de correlatie-coëfficiënten van tests die 'ideational fluency' meten met intelligentie duidelijker lager zijn dan van de overige divergente denktests met intelligentie.

Cave gebruikte in zijn onderzoek als intelligentietests de 'Lorge-Thordike Intelligence Tests, Form A, level V', bestaande uit vijf verbale en drie niet-verbale tests. In het onderzoek werden vijf divergente denktests betrokken: drie verbale en twee non-verbale. Het gemiddelde van de correlaties tussen de intelligentie subtests bedraagt:  $r = .51$ ; het gemiddelde van de correlaties tussen de divergente denktests bedraagt  $r = .37$ ; het gemiddelde van de correlaties van de intelligentie subtests met de divergente denktests bedraagt:  $r = .38$ . Conclusie: intelligentie en divergentie vertegenwoordigen één dimensie in de zin van Wallach. Het zijn vooral de beide niet-verbale divergente denktests die de gemiddelde correlatie-waarde van de divergente

denktests enigszins lager doet zijn dan de gemiddelde correlatie-waarde van de intelligentietests. (Zie Tabel 1 voor een overzicht van de resultaten van het in dit artikel gerefereerde empirische onderzoek).

Uit de drie genoemde gemiddelde correlatie-waarden komt naar voren dat de tests een sterke algemene factor bevatten. Het is op grond van deze algemene of G factor dat een grote overeenstemming mag worden verwacht wat betreft de rangorde van proefpersonen volgens test scores op elk van de specifieke tests. Er bestaan natuurlijk verschillen in de rangordening, maar aangetoond is dat: ". . . no grounds exist in terms of predictive validity for the making of any further ability distinctions beyond a G factor . . ." (Wallach, 1970, 1215).

Het bestaan van een algemene of G factor komt niet alleen naar voren uit de hoogte van het gemiddelde van de intercorrelaties tussen de tests, maar ook uit de resultaten van een door Cave uitgevoerde factoranalyse volgens de hoofdassenmethode. De beste oplossing is die waarbij drie factoren worden uitgedraaid die na scheve rotatie onderling hoog blijken te correleren. De laagste correlatie bedraagt  $r = .61$ . De indruk dat hierbij sprake is van een algemene of G factor, kon dus worden bevestigd. Het percentage variantie dat kan worden verklaard door de algemene factor in elk van

Tabel 1. Overzicht van enkele empirische onderzoeksresultaten met betrekking tot de relatie tussen intelligentie en divergentie

auteur	$r_{int}^1$	$r_{GT}^2$	$r_{WK}^3$	$r_{int \times div}^4$	% fal <sup>5</sup>	$r_{fa\,obl}^6$	dim <sup>7</sup>	$r_{id \times int}^8$	$r_{id \times div}^9$
Cave, 1970	.51	.37	-	.38	-	.61	1	-	-
Cropley, 1966	.42	.19	-	.22	76	.51	1	.29	.28
Bennett, 1973	-	.47 <sup>10</sup>	-	.40	-	-	1 (?)	.31	.52
Dacey, 1969	.71	.54	-	.08	-	-	2	-	-
Wallach, 1965	.51	-	.41	.09	-	-	2	-	-
Kazelskis, 1972	-	-	-	-	68	.66/.32 <sup>11</sup>	-	-	-
Cropley, 1968	.55	-	.33	.06	41	-	2	-	-
Kogan, 1971	-	-	-	-	-	.12/.07 <sup>12</sup>	-	-	-

### Noten

1. Het gemiddelde van de correlaties tussen de intelligentie-(sub)tests onderling
2. Het gemiddelde van de correlaties tussen de divergente denktests volgens Guilford en Torrance onderling
3. Het gemiddelde van de correlaties tussen de divergente denktests volgens Wallach & Kogan onderling
4. Het gemiddelde van de correlaties tussen intelligentie en divergentie
5. Het percentage verklaarde factoren-variantie op de eerste factor van de ongeroteerde factormatrix
6. De correlatie tussen de scheef geroteerde factoren intelligentie en divergentie
7. Het aantal dimensies
8. Het gemiddelde van de correlaties tussen intelligentie en 'ideational fluency'
9. Het gemiddelde van de correlaties tussen divergentie en 'ideational fluency'
10. De coëfficiënt heeft uitsluitend betrekking op de jongens
11. De eerste coëfficiënt heeft betrekking op 'Guilford-Torrance'; de tweede op 'Wallach en Kogan'
12. Er is sprake van twee intelligentie-factoren.

Tabel 2. Proefgroep-kenmerken

auteur	land	leeft./klas	regio	soc.mil.	intell.
Cave, 1970	Ver. Staten	grade 9-11	-	-	-
Cropley, 1966	Canada	grade 7	stad	-	-
Bennett, 1973	Engeland	10 jaar	-	repr.	repr.
Dacey, 1969	Ierland	14 <sup>1</sup> / <sub>2</sub> jr.	stad	middenkl.	-
Wallach, 1965	Ver. Staten	grade 5	stad	middenkl.	-
Kazelskis, 1972	Ver. Staten	-	plattel.	-	laag
Cropley, 1968	Australië	1e jr. univ.	-	-	-

de drie unieke factoren bedraagt resp. 48% (divergentie factor), 77%, en 89% (beide intelligentiefactoren). Extractie van de G-factor en rotatie naar een hiërarchische structuur laat zien dat:

- op één uitzondering na (één non-verbale divergente denkttest) de ladingen op de G-faktor beduidend hoger zijn dan de ladingen op elk van de drie unieke factoren;
- op de beide non-verbale divergente denkttests na, alle ladingen op de G-faktor  $> .60$ .

Het standpunt van Wallach ten aanzien van de betekenis van factoranalyse houdt in dit verband in dat aan die unieke factoren geen psychologische betekenis hoeft te worden toegekend, in die zin dat ook sprake is van verschillende denkvaardigheden. Het is best mogelijk dat de afsplitsing van de divergentie factor moet worden toegeschreven aan het karakter van de respons die dit soort tests vereisen (Cave, 1970, 190). De divergentie factor is in dat geval slechts een respons-factor.

Nu kan men proberen moed te putten uit de omstandigheid dat in de variantie van de divergentie factor 48% wordt verklaard door de algemene factor. Dit betrekkelijk lage percentage wordt mede veroorzaakt door de afwijkende positie van beide non-verbale divergente denkttests. Het is echter allerminst noodzakelijk te veronderstellen dat deze afwijkende positie wordt teweeggebracht door het eigen karakter van de denkvaardigheden die deze tests impliceren. Het is ook mogelijk dat het non-verbale karakter van de tests hiervoor verantwoordelijk gesteld moet worden.

### 2.1. 'ideational fluency'

Het is niet mogelijk om aan de hand van het onderzoek van Cave na te gaan of 'ideational fluency' zich duidelijk onderscheidt van intelligentie, omdat Cave in de testbatterij geen desbetreffende test heeft opgenomen. In het onderzoek van Cropley (1966) betreffende de relatie tussen intelligentie en divergentie, is wel een test opgenomen die 'ideational fluency' meet, namelijk 'Consequences'.

Een item uit deze test is het eerder genoemde: Wat zou er gebeuren wanneer iedereen plotseling blind werd? Eerst zal echter de correlatie-matrix als geheel worden geanalyseerd.

Uit de door Cropley gepubliceerde correlatiematrix bestaande uit 6 maten voor intelligentie en 7 maten voor divergente produktie, komt naar voren dat het gemiddelde van de correlaties tussen de intelligentietests:  $\bar{r}_{int.} = .425$  bedraagt;  $\bar{r}_{div.} = .193$  en  $\bar{r}_{int. \times div.} = .225$ . Uit beide laatste waarden kan de conclusie worden getrokken dat de divergente tests geen aparte dimensie vormen (in de zin van Wallach), die zich onderscheidt van de intelligentie dimensie. Het lage gemiddelde van de correlaties tussen de divergente tests houdt geen zwakke algemene factor in, want de correlatie tussen divergentie en de intelligentie factor bij scheve rotatie van een factor-matrix bestaande uit twee factoren, bedraagt  $r = .51$ . De algemene factor, voor rotatie, verklaart 76% van de factoren-variantie; factoren-variantie wil zeggen de variantie die door alle factoren tesamen wordt verklaard. Ook in dit onderzoek vindt men geen duidelijke aanwijzingen voor de opvatting dat de factoren divergentie en intelligentie betrekking hebben op twee verschillende dimensies (Cropley, 1966, 264).

De test 'Consequences' is gescoord volgens originaliteit in de zin van uniciteit ('statical infrequency'). Dit geldt overigens voor zes van de zeven opgenomen tests. Naarmate een respons minder vaak in de test-protocollen voorkwam, werd het aantal punten dat aan de betreffende respons werd toegekend, hoger. Analyse van de correlatiematrix levert op:  $\bar{r}_{id.fluency \times int.} = .287$  en  $\bar{r}_{id.fluency \times div.} = .279$ . Deze waarden vormen geen aanleiding voor de veronderstelling dat 'ideational fluency', gemeten volgens de originaliteitscore op de test 'Consequences', een divergente denkvaardigheid vertegenwoordigt die zich onderscheidt van andere divergente denkvaardigheden in die zin dat zij een opvallend lage samenhang vertoont met intelligentie.

Het onderzoek van Bennett (1973) vormt niet in

alle opzichten een bevestiging van de eerder gevonden resultaten, met name wat betreft 'ideational fluency'. Bennett heeft correlatie-matrices samengesteld voor jongens en meisjes afzonderlijk. Er is maar één intelligentiemaat, bepaald volgens de 'Verbal Reasoning Test'. Er zijn 5 maten voor divergente produktie opgenomen. Voor de jongens gelden de volgende waarden:  $\bar{r}_{div.} = .47$ ;  $\bar{r}_{div. \times int.} = .40$ .  $\bar{r}_{int.}$  kan niet worden berekend omdat er maar één maat voor intelligentie is. Voor de meisjes gelden:  $\bar{r}_{div.} = .51$ ;  $\bar{r}_{div. \times int.} = .38$ . Hoewel de gemiddelden van de correlatiewaarden in dit onderzoek enigszins uiteenlopen, vooral wat betreft de waarden bij de meisjes, lijkt het toch nauwelijks gerechtvaardigd te spreken van een divergente dimensie die zich onderscheidt van een intelligentie dimensie, om te zwijgen van een *duidelijk* onderscheid.

Zowel voor de jongens als de meisjes zal nu worden nagegaan hoe de score 'Consequences', die 'ideational fluency' meet, correleert met de maat voor intelligentie en met de overige maten voor divergentie. Wat betreft de jongens:  $\bar{r}_{id.fluency \times div.} = .52$ ;  $\bar{r}_{id.fluency \times int.} = .31$ . Wat betreft de meisjes:  $\bar{r}_{id.fluency \times div.} = .55$ ;  $\bar{r}_{id.fluency \times int.} = .26$ .

De correlaties van 'ideational fluency' met intelligentie zijn betrekkelijk laag en lager dan de gemiddelde correlaties van alle divergente vaardigheden met intelligentie. De betrekkelijk hoge correlatie van 'ideational fluency' met de overige divergente denkvaardigheden, hoeft helemaal niet in te houden dat 'ideational fluency' bij uitstek divergente *denkvaardigheden* meet voorzover deze zich onderscheiden van intelligentie denkvaardigheden; het kan ook betekenen dat bijvoorbeeld 'ideational fluency' vooral de respons-factor representeert waardoor de divergente denktests worden gekenmerkt. Niettemin duidt de lagere correlatie van 'ideational fluency' met intelligentie dan van divergentie in zijn geheel met intelligentie, op een tendens die 'ideational fluency' zich onderscheidt van intelligentie. Het is mogelijk dat deze tendens in dit onderzoek wel naar voren komt en in het gerefereerde onderzoek van Cropley (1966) niet, omdat 'Consequences' bij Cropley vooral een originaliteitsscore betrof. In dit onderzoek is originaliteit apart gescoord.

## 2.2. Een dissonant

De onderzoeksresultaten van Dacey, Madaus & Allen (1969) lijken nu nog duidelijker af te wijken van de resultaten van Cave (1970) en Cropley (1966) dan in het onderzoek van Bennett (1973) het geval was. In dit onderzoek komt duidelijk naar voren dat

intelligentie en divergentie twee dimensies vertegenwoordigen in de zin van Wallach. In hun correlatie-matrix zijn 8 maten voor divergentie opgenomen, en twee maten voor intelligentie: verbale en non-verbale intelligentie, gemeten volgens de AH4 groepstest. De gemiddelde correlatiewaarden zijn:  $\bar{r}_{div.} = .54$   $\bar{r}_{int.} = .71$   $\bar{r}_{div. \times int.} = .08$ .

Waarom zou men dit afwijkende resultaat kunnen toeschrijven? Als divergente denktests werden gebruikt vier subtests van 'the Minnesota tests of creative thinking' van Torrance. In deze tests wordt elke subtests gescoord op de vier divergente denkvaardigheden: 'fluency', flexibiliteit, originaliteit en uitwerking. In de onderzoeken van Cave (1970) en Bennett (1973) werd in navolging van Guilford, voor elke denkvaardigheid een afzonderlijke test gekozen.

Het is niet onmogelijk dat de procedure die wordt gevolgd om divergente denktestscores te verkrijgen, van invloed is op de relatie die men zal vinden tussen intelligentie en divergentie. Bij één van de vier opgenomen subtests - 'Incomplete Figures Task' - wordt de proefpersoon gevraagd elk van zes onvolledige figuren af te maken en er ook een naam aan te geven. Zoals gezegd, worden per proefpersoon scores 'fluency', flexibiliteit, originaliteit en uitwerking toegekend bij elk item. Nu is het duidelijk dat iemand die flexibel is - dat wil zeggen van wie de tekeningen in een aantal verschillende categorieën kunnen worden ondergebracht, en dus geen variaties zijn op één thema - over meer mogelijkheden beschikt om veel tekeningen te maken. Met andere woorden, verwacht mag worden dat er een min of meer sterke samenhang zal bestaan tussen 'fluency' en flexibiliteit. Uit onderzoek van Parnes (1964) en Parnes & Meadow (1963) komt naar voren dat bij de produktie van ideeën naar aanleiding van een stimulus, het aantal unieke en bruikbare ideeën in de tweede helft van de reeks, groter is dan in de eerste helft. Hieruit kan het vermoeden worden afgeleid dat er een samenhang zal bestaan tussen originaliteit in de zin van uniciteit en 'fluency'. Kortom, de scores 'fluency', flexibiliteit, originaliteit en uitwerking (?) lijken niet onafhankelijk van elkaar te kunnen worden bepaald. Flexibiliteit, originaliteit en waarschijnlijk ook uitwerking kunnen worden opgevat als varianten van 'fluency'. Zou men deze 'fluency' nu kunnen opvatten als 'ideational fluency' dan vormt het onderzoek van Dacey, Madaus & Allen een bevestiging van de bevinding van Wallach (1970) dat 'ideational fluency' de enige divergente denkvaardigheid zou zijn, die een dimensie vormt die zich onderscheidt van de dimensie intelligentie.

Het afwijkend onderzoeksresultaat van Dacey,

Madaus & Allen is nu wel mooi 'weg gepraat', maar men kan toch wel bedenkingen aanvoeren wat betreft de geldigheid van de interpretatie dat de maten voor divergentie die door deze onderzoekers werden gehanteerd, (een soort) 'ideational fluency' meten. In het onderzoek van Cropley (1966) komt 'ideational fluency', gemeten volgens een originaliteitscore in de zin van uniciteit, namelijk *niet* als een aparte dimensie naar voren.

Om een indruk te geven van de aard van de 'fluency'-scores en de varianten flexibiliteit, originaliteit en uitwerking, zullen nu de vier subtests uit 'the Minnesota tests of creative thinking' die door Dacey et. al. in hun onderzoek werden betrokken, worden genoemd:

'Product Improvement': stel veranderingen voor in een stuk speelgoed zodat het voor kinderen leuker wordt om ermee te spelen.

'Unusual Uses': geef ongewone gebruiksmogelijkheden aan voor een stuk speelgoed.

'Incomplete Figures Task': maak deze onvolledige tekeningen af en benoem ze.

'Circles': maak iets van elk van deze 30 cirkels.

### 3. Intelligentie en divergentie volgens Wallach en Kogan

Wallach & Kogan (1965; in Wallach, 1970) hebben een testbatterij gekonstrueerd waarbij gelijkenis met 'ideational fluency' in de zin van Guilford, onmiskenbaar is. Zij vinden dat divergentie en intelligentie twee dimensies vertegenwoordigen:  $\bar{r}_{int.} = .51$ ;  $\bar{r}_{div.} = .41$  en  $\bar{r}_{int. \times div.} = .09$ .

In een replicatie-onderzoek van Kazelskis, Jenkins & Lingle (1972) namen zij een intelligentietest op - The Lorge-Thorndike Intelligence Test, Form I, Level G; vijf tests ontleend aan Getzels & Jackson en Torrance; en alle vijf tests die Wallach & Kogan ook in hun onderzoek hebben gebruikt. Op de test-scores voerden zij een factoranalyse uit volgens de hoofdassenmethode. Het meest adequaat was een oplossing met drie factoren die voornamelijk corresponderen met resp. divergentie volgens Guilford-Torrance:  $r = .66$ ; tussen intelligentie en divergentie volgens Wallach & Kogan:  $r = .32$ . Uit deze correlatie-coëfficiënten blijkt dat divergentie volgens Wallach & Kogan zich in sterkere mate van intelligentie onderscheidt, dan de divergentie volgens Guilford-Torrance.

Opmerkelijk in dit onderzoek van Kazelskis et.al. is het feit dat in de ongeroteerde factor-matrix de eerste factor 35% van de totale variantie - 68% van de factoren-variantie - verklaart, met factorladingen  $> .38$ ; beide andere factoren verklaren elk minder

dan 10% van de totale variantie. Dit houdt de aanwezigheid van een sterke G-factor in (op.cit., 60). Nu blijkt dat in het eerder gerefereerde onderzoek van Cropley (1966) de eerste factor van de ongeroteerde factor-matrix 76% van de factoren-variantie verklaart. Ook in het gerefereerde onderzoek van Cave zijn de factor-ladingen op de eerste ongeroteerde factor over het algemeen  $> .60$ . In beide laatstgenoemde onderzoeken werden onder andere deze percentages gehanteerd als argument om het bestaan van twee dimensies, intelligentie en divergentie, te ontkennen. Moet uit de overeenstemming van het percentage verklaarde factoren-variantie in de eerste ongeroteerde factor in het onderzoek van Kazelskis et.al. met de betreffende percentages in de onderzoeken van Cave en Cropley, worden afgeleid dat de testbatterij van Wallach & Kogan toch nog in sterke mate betrekking heeft op intelligentie?

### 4. De G-factor en het criterium van Wallach

Op deze vraag kan een antwoord worden gegeven door een factoranalyse uit te voeren op de data van Wallach & Kogan. Ward (1967) heeft deze taak op zich genomen. Na, scheve, Promax-rotatie van een factor-matrix, bestaande uit vier factoren en verkregen via de hoofdassenmethode, blijken de eerste twee factoren divergentie en intelligentie te vertegenwoordigen; de derde factor is niet zo gemakkelijk te benoemen; over de vierde factor merkt Ward op: 'There are . . . some grounds for supposing that Factor IV may be a weak general factor' (op.cit., 382). Deze factor is zwak, omdat deze 12% van de factoren-variantie verklaart - ná rotatie! Het is jammer dat Ward niet de ongeroteerde matrix heeft gepubliceerd, want dan zou de vergelijkbaarheid van zijn gegevens met die van bovengenoemde auteurs groter zijn geweest.

Het onderzoek van Cropley (1968) verschaft enige duidelijkheid op dit punt. Hij heeft de tests van Wallach & Kogan alsmede een groeps-intelligentietest afgenomen bij 124 eerste-jaars universiteitsstudenten. De resultaten zijn:  $\bar{r}_{div.} = .33$ ;  $\bar{r}_{int.} = .55$ ;  $\bar{r}_{int. \times div.} = .06$ .

De overeenkomst tussen deze gemiddelde correlaties en die welke Wallach & Kogan hebben gevonden, is treffend; maar levert een factoranalyse ook een zwakke algemene factor? Een factoranalyse volgens de hoofdassenmethode geeft als beste oplossing vier factoren. De eerste factor wordt door Cropley (op.cit., 200) een 'large general factor' genoemd, die 41% van de factoren-variantie (29%

van de totale variantie) verklaart, met ladingen  $>.30$ .

Dit percentage ligt weliswaar iets lager dan de vergelijkbare percentages in eerder gerefereerde onderzoeken, maar niettemin rijst de vraag: waar ligt de grens om van twee dimensies – intelligentie en divergentie – te kunnen spreken? Immers, ook als een correlatie-tabel voldoet aan het door Wallach (1970) gestelde criterium met betrekking tot de gemiddelden van de correlaties, is er toch nog een algemene factor. Dat wil zeggen, divergentie en intelligentie hebben iets gemeenschappelijk. Heeft dit gemeenschappelijke betrekking op de denkvaardigheden? Is het hogere percentage verklaarde factorenvariantie bij divergentie in de zin van Guilford-Torrance te wijten aan denken plus nog iets – bijv. kennen, weet hebben van? Of is het juist andersom: in dit onderzoek van Cropley (1968) heeft de algemene factor betrekking op kennen, en vertegenwoordigen de andere factoren het verschil in denkvaardigheid tussen convergentie en divergentie. Of geldt hetgeen ook in de eerder gerefereerde onderzoeken naar voren werd gebracht: divergentie en intelligentie vertegenwoordigen geen 'trait factor', maar een 'method factor', bijvoorbeeld respons-stijl? Kortom, uit dit onderzoek komt naar voren dat het door Wallach (1970) geponeerde criterium geen oplossing biedt. Een replicatie-onderzoek van Cropley & Maslany (1969) bevestigt de resultaten van het onderzoek van Cropley (1968).

Kogan (1971) oefent kritiek uit op de onderzoeken van Cropley (1968) en Cropley & Maslany (1969). De kritiek is vooral gericht op het feit dat een factoranalyse volgens de hoofdasenmethode werd uitgevoerd zonder rotatie. Kogan heeft op de ongeroteerde factor-matrix van Cropley & Maslany (1969) een scheve Promax-rotatie uitgevoerd. Hij vindt dan dat de divergente tests van Wallach & Kogan ladingen hebben  $>.60$  op factor 1. De factoren 2 en 3 zijn typische intelligentie-factoren. De correlaties tussen de factor divergentie enerzijds en de beide factoren intelligentie anderzijds, zijn resp.  $.12$  en  $.07$ . In zijn antwoord op de kritiek van Kogan merkt Cropley (1971) op dat de correlatie tussen de factoren intelligentie en divergentie volgens Wallach & Kogan beduidend lager is dan de correlatie tussen intelligentie en divergentie volgens Guilford-Torrance. Cropley verwijst naar zijn eigen onderzoek uit 1966, waar de correlatie tussen intelligentie en divergentie volgens Guilford-Torrance  $r = .51$  bedroeg.

## 5. Discussie

De analyse van Kogan betekent inderdaad een

aanvulling op de analyse van Cropley en Cropley & Maslany, en een verheldering van de relatie tussen intelligentie en divergentie volgens Wallach & Kogan, maar Kogan presenteert zijn analyse als een *kritiek* op de analyse van Cropley en Cropley & Maslany en op de aan deze analyse verbonden gevolgtrekkingen.

Is het wel juist om van kritiek te spreken, inplaats van aanvulling of iets dergelijks? Immers, de aanvullende analyse van Kogan (1971) maakt niet ongedaan dat er in de ongeroteerde factor-matrix een allerminst verwaarloosbare algemene factor aanwezig is. Het feit dat een scheve rotatie leidt tot vrijwel ongecorreleerde factoren divergentie en intelligentie, is 'even veel waard' als de algemene factor in de ongeroteerde factor-matrix. Zoals Wallach (1970) reeds opmerkte, zijn het niet de statistische procedures op zichzelf, die een psychologische betekenis verlenen aan de resultaten van deze procedures. Waar het hier om gaat is dat er twee procedures zijn, elk met hun resultaten, die *allen* om een interpretatie vragen. Terzijde kan worden opgemerkt dat de analyse van Kogan (1971) gelijk is aan de analyse die Ward (1967) op de oorspronkelijke data van Wallach & Kogan (1965) heeft uitgevoerd. Verwacht mag daarom worden dat de ongeroteerde factor-matrix op basis van de intercorrelatie-matrix van Wallach & Kogan, ook een algemene factor zal bevatten die ongeveer 40% van de factorenvariantie zal verklaren.

Het geheel van de gerefereerde empirische studies overziende, kan worden gesteld, dat niet ondubbelzinnig vaststaat dat divergentie in de zin van Guilford-Torrance, nauwelijks of niet van intelligentie kan worden onderscheiden (verg. het onderzoek van Dacey, et.al., 1969); dat het niet duidelijk is of 'ideational fluency' zoals geoperationaliseerd door Guilford, zich onderscheidt van intelligentie in de zin van Wallach (1970); en dat het evenmin duidelijk is of de tests van Wallach & Kogan, gelijkend op Guilford's 'ideational fluency', min of meer een van intelligentie onderscheiden dimensie vormen. Hierbij zijn twee discussiepunten in het geding: a) wat is de betekenis van de gemiddelde correlatie tussen divergentie en intelligentie, resp. de algemene factor in de ongeroteerde factor-analyse? b) welke waarde mag men hechten aan de resultaten van de scheve rotatie versus de algemene factor van de ongeroteerde factor-matrix?

## 6. Besluit

Cropley & Maslany (1969) besluiten hun artikel met

de zinsnede: '...; what is the predictive validity of this "new" dimension of intellect?' (p. 398) Het is in principe natuurlijk mogelijk dat divergentie volgens Wallach & Kogan geen van intelligentie onderscheiden denkvaardigheid vertegenwoordigt; maar slechts een respons-stijl inhoudt.

Ook is het mogelijk dat het resultaat van Wallach & Kogan (gedeeltelijk) moet worden toegeschreven aan het feit dat zij hun divergentietests in een spelsituatie hebben aangeboden in tegenstelling tot de intelligentietests. Nijssen (1975) en Williams & Fleming (1969) vinden ook een onderscheid tussen divergentie volgens Wallach & Kogan en intelligentie wanneer ook divergente tests in een testsituatie worden afgenomen. Het verdient overweging dat divergentie, althans in de zin van Wallach & Kogan, een aspect van het denkproces vertegenwoordigt, dat niet aanwezig is in intelligentie. Het produceren van ideeën binnen de ruime grenzen van de opdracht, is blijkens het voorgaande nog het meest onafhankelijk van intelligentie. Wat zou 'ideational fluency' nu méér kunnen zijn dan intelligentie? Denken op hoog niveau houdt vaak een 'cross-fertilization of ideas' in; of, om met Karl Bühler te spreken: 'Denken ist Beziehen'. Het lijkt aannemelijk dat degene die een veelheid van ideeën weet te produceren, die tevens enigszins ongebruikelijk maar wel relevant zijn, gemakkelijker problemen kan formuleren en oplossen, waarbij ideeën bij elkaar zijn gebracht waartussen op het eerste gezicht geen verband bestaat. Voorbeelden van integratie van uiteenlopende ideeën in het licht van een probleem-oplossing zijn: electro-magnetisme; de getijden-bewegingen (zwaartekracht - omlooptijd van de maan); erfelijkheidswetten van Mendel (statistiek - erfelijkheid) enz. (verg. Wallach & Kogan, 1965, pp. 304 e.v.).

Tenslotte, wat is het belang van deze psychometrische analyse voor opvoeding en onderwijs? Leren denken is een belangrijke onderwijsdoelstelling. Zonder dat enig inzicht bestaat in het denkproces, zijn maatregelen die men bedenkt om het denken te bevorderen niet, of slechts bij toeval effectief. Er is veel voor te zeggen om leren denken af te stemmen op de kenmerken van het denken. Algemeen aanvaarde procesmatige kenmerken van het denken zijn: het hanteren van (deel)oplossingsstrategieën, flexibiliteit en herstructurering. Deze formele kenmerken zijn niet onafhankelijk van inhouden, ideeën; vergelijk de denkproducten van geleerden van naam. Op het eerste gezicht zou men veronderstellen dat 'ideeën spuien' een samenhang zal vertonen met (intelligentietest-)situaties die vooral een beroep lijken te doen op de formele

proceskenmerken. Het empirische onderzoek met betrekking tot de relatie tussen intelligentie en divergentie lijkt op zijn minst deze veronderstelling niet te bevestigen. Wellicht kan dit worden toegeschreven aan het feit dat intelligentietestproblemen in de taxonomie van problemen een 'lage' plaats innemen. In hoeverre dit vermoeden geldt, kan niet slechts worden vastgesteld via een desbetreffend (predictief) validiteitsonderzoek.

Het is ook nodig om met de grootst mogelijke zorgvuldigheid na te gaan of 'ideeën spuien' wérkelijk onafhankelijk is van intelligentie; en in hoeverre dit impliceert dat 'ideeën spuien' onafhankelijk is van flexibiliteit en herstructurering. In dat geval zal leren denken in de zin van probleemoplossen analoog aan intelligentietestproblemen, níet dát denken bevorderen waarbij 'ideeën spuien' een belangrijke plaats inneemt. De in dit artikel uitgevoerde psychometrische analyse heeft tot doel een bijdrage te leveren aan het antwoord op de vraag: laat het leren denken in (probleem-situaties analoog aan) intelligentietests-situaties een belangrijk aspect van het denken onaangeroerd?

#### Noot

1. Intelligentietests hebben betrekking op kennen ('cognition') en convergente productie (verg. Guilford, 1967, 138, 465, 471-472).

#### Literatuur

- Bennett, S. N., Divergent thinking abilities - a validation study. *Br. J. educ. Psychol.*, 1973, 43, 1-7.
- Cave, R. L., A combined factor analysis of creativity and intelligence. *Multivar. Beh. Res.*, 1970, 5, 177-191.
- Cropley, A. J., Creativity and intelligence. *Br. J. educ. Psychol.*, 1966, 36, 259-266.
- Cropley, A. J., A note on the Wallach Kogan tests of creativity. *Br. J. Educ. Psychol.*, 1968, 38, 197-201.
- Cropley, A. J., Cropley writes. *Br. J. Psychol.*, 1971, 62, 117.
- Cropley, A. J. & Maslany, G. W., Reliability and factorial validity of the Wallach-Kogan creativity tests. *Br. J. Psychol.*, 1969, 60, 395-398.
- Dacey, J., Madaus, G. & Allen, A., The relationship of creativity and intelligence in Irish adolescents. *Br. J. educ. Psychol.*, 1969, 39, 261-66.
- Guilford, J. P., *The nature of human intelligence*. New York, 1967.
- Kazelskis, R., Jenkins, J. D. & Lingle, R. K., Two alternative definitions of creativity and their relationships with intelligence. *J. exp. Educ.*, 1972, 41, 59-62.
- Kogan, N., A clarification of Cropley and Maslany's

- analysis of the Wallach-Kogan creativity tests. *Br. J. Psychol.*, 1971, 62, 113-117.
- Nijse, M., Creativiteit en de relatie met intelligentie- en persoonlijkheidsvariabelen bij  $\pm$  12-jarige kinderen. *Ned. T. Psychol.*, 1975, 30, 657-676.
- Parnes, S. J., Research on developing creative behavior. In: Taylor, C. W. (Ed.) *Widening horizons in creativity*. New York, 1964, 145-169.
- Parnes, S. J. & Meadow, A., Development of individual creative talent. In: Taylor, C. W. & Barron, F. (Eds.) *Scientific creativity: its recognition and development*. New York, 1963, 311-320.
- Wallach, M. A., Creativity. In: Mussen, P. H. (Ed.) *Carmichael's manual of child psychology*. New York, 1970. Vol. 1, 1211-1272.
- Wallach, M. A. & Kogan, N., *Modes of thinking in young children: A study of the creativity intelligence distinction*. New York, 1965.
- Ward, J., An oblique factorization of Wallach & Kogan's 'creativity' correlations. *Br. J. educ. Psychol.*, 1967, 37, 380-382.
- Williams, T. M. & Fleming, J. W., Methodological study of the relationship between associative fluency and intelligence. *Developm. Psychol.*, 1969, 1, 155-162.
- Wolters, B. J., Creativiteit en intelligentie: een zinvol onderscheid? *Ped. Studiën*, 1977, 54, 288-297.