

Piaget-taken, tradionele intelligentietests en schoolvorderingen*

J. KINGMA

Vakgroep Instructie Technologie

T.H. Twente

W. KOOPS

Vakgroep Ontwikkelingspsychologie,
Pedologie en Speciale Pedagogiek Vrije
Universiteit Amsterdam

Samenvatting

In dit artikel worden Piagetiaanse meetinstrumenten voor seriatie, classificatie en conservatie en enkele intelligentie-subtests (uit de Cattell form 1, en form 2 A, de P.M.A. 2-4) vergeleken naar de mate waarin ze de beheersing van 'rekentaal' (uit Sangers & Van der Sluis, 1973) en 'getal-in-de-rij'-opgaven (Kingma, 1978^b) kunnen voorspellen. Het onderzoek werd uitgevoerd bij 312 leerlingen van kleuter- en basisscholen (klas 1 t/m 4). De uitkomsten tonen onder meer dat seriatie en conservatie, gecombineerd, rekentaal van kleuters beter voorspellen dan intelligentie-subtests en dat verbale rekenvaardigheid van basisschoolkinderen even goed voorspeld kan worden met behulp van Piaget-taken als met intelligentie-subtests. Voorts blijken de gebruikte seriatie-, classificatie- en conservatie-instrumenten psychometrisch van goede kwaliteit te zijn en niet onder te doen voor gebruikelijke intelligentie- en schoolvorderingen-tests. Met name seriatie en conservatie lijken veelbelovend en verdienen voortgezet onderzoek.

1 Inleiding

Over fundamentele Piagetiaanse begrippen als classificatie, conservatie en seriatie is in de

Dit onderzoek werd verricht in het kader van het project 'De ontwikkeling van quantitative en relationele begrippen bij kinderen van 4-12 jaar' (project 56-118), dat wordt gesubsidiëerd door de Nederlandse organisatie voor Zuiver Wetenschappelijk Onderzoek (ZWO)

laatste twee decennia een onoverzienbare hoeveelheid theoretische en empirische publikaties verschenen. Onder classificatie wordt verstaan: het ordenen van objecten op grond van overeenkomsten, zoals vorm, kleur e.d.; onder conservatie: het inzicht dat bepaalde kenmerken van een object onveranderlijk blijven ondanks zichtbare veranderingen in de verschijning; onder seriatie: het vermogen objecten op basis van verschillen in een dalende of stijgende reeks of 'serie' volledig te rangschikken. Met behulp van de operationalisaties van classificatie, conservatie en seriatie is een grote hoeveelheid gegevens over cognitieve ontwikkeling verzameld. Deze gegevens zijn ingebed in de meest omvattende intelligentietheorie waarover de psychologie beschikt, die van Piaget.

Om verschillende redenen komt de vraag op in hoeverre de op Piaget-taken geïnspireerde meetinstrumenten zich onderscheiden van de vertrouwde intelligentie- en schoolvorderingen-tests. Er is dringend behoefte aan empirisch gefundeerde antwoorden op deze vraag. In de eerste plaats vertonen Piaget-taken enige gelijkenis met onderdelen van intelligentietests en wordt in vele publikaties een verband verondersteld tussen deze taken en met name het getalbegrip. In de tweede plaats hebben de tot nu toe verrichte studies wegens methodologische tekorten geen duidelijke uitkomsten opgeleverd. In de derde plaats moet worden gewezen op de nogal wisselende operationele criteria, die in de Piaget-georiënteerde literatuur voorkomen en die de interpretatie van onderzoeksgegevens extra bemoeilijken.

1.1 Piaget-taken, intelligentietests en getalbegrip

Ondanks de geheel eigen aard van de Piagetiaanse theoretische achtergrond vertonen de Piaget-taken toch duidelijke overeenkomsten met onderdelen van bekende intelligentietests. De door Binet & Simon (1922, hfst. IX) ontwikkelde intelligentietest bevatte onder andere een seriatietaak en een conservatie-achtige opgave waarin twee identieke stokjes (voorzien van Müller-Lyer pijlpunten aan de uiteinden)

moesten worden vergeleken (vermoedelijk nam Piaget, die in het begin van de twintiger jaren als assistent bij Simon in Parijs werkzaam was, deze taken later mee naar Genève). Voorts vertonen de Piagetiaanse classificatie-opgaven veel overeenkomst met opgaven (of subtests) in verschillende intelligentietests, zoals onder meer in de Cattell form 2 A (Cattell, 1973), de P.M.A. 2-4 (Kema, 1976^a), de P.M.A. 5-6 (Kema, 1976^b), de E.L.I. (Sangers & Van der Sluis, 1973) en de Coloured Progressive Matrices (Raven, 1962).

De vraag naar verschillen en overeenkomsten tussen meetinstrumenten, die zijn opgebouwd uit Piaget-taken, enerzijds en intelligentietests en schoolvorderingentests anderzijds lijkt niet in de laatste plaats van een zeker onderwijskundig belang. Met het oog op onder anderen het inzicht in de getallenrij wordt in recente onderwijskundige publikaties veel belang gehecht aan seriatie (Cohen & Rudolph, 1977; Ginsburg, 1977; Hooper & Marshall, 1968; Hooper, 1973; Kamii, 1973; Levinova, 1977; Schminke et al., 1978); verder wordt al vanaf 1941 (toen de eerstdruk van Piaget & Szeminska, 1967, over de ontwikkeling van het getalbegrip verscheen) een nauw verband tussen rekenonderwijs en conservatie verondersteld. Het laatste is – om maar een willekeurig voorbeeld te noemen – de achtergrond van Gal'perins bepaling van het effect van zijn trainingsmethode met betrekking tot het getalbegrip, op conservatie (Van Parreren & Carpay, 1973 en 1980).

1.2 Eerdere studies

In de boven aangehaalde publikatie van Piaget en Szeminska (1967, eerste druk 1941) is gesteld dat het getalbegrip een synthese is van classificatie, conservatie en seriatie. Verschillende onderzoekers berekenden naar aanleiding van die stelling correlaties tussen conservatie en rekentaken: McNary et al. (1973), Miller (1969), Riggs & Nelson (1976), Lunzer et al. (1976^b) en D'Errico (1976) vonden correlaties in de orde van .50 (met een range van .46-.57). Op grond van deze uitkomsten zou men kunnen concluderen dat conservatie te gebruiken is om rekenvaardigheid te voorspellen. Die conclusie dient vanwege de volgende gegevens gerelativeerd te worden: ten eerste voorspellen vrijwel alle gangbare intelligentietests het eenvoudig rekenen evengoed of

beter, terwijl een combinatie van intelligentiescores met conservatiescores nauwelijks voorspellingswinst oplevert (Freyberg, 1966; Kaufman & Kaufman, 1972; Kuhn, 1976; Robertson, 1979); ten tweede zijn classificatie en seriatie evengoede voorspellers van rekenen en voorspellen ze in combinatie het rekenen beter dan conservatie (Lunzer et al., 1976^b).

Breder opgezette factoranalytische studies leverden bepaald geen eenduidig beeld op van de begripsmatige samenhang tussen Piaget-taken en intelligentie- en schoolvorderingentests. Kaufman (1977), Stephens et al. (1972) en Lunzer et al. (1976^a) vonden factor-analytisch geen samenhang tussen de drie soorten instrumenten. Daar moet echter bij worden aangetekend dat Kaufmans conclusies enigszins worden tegengesproken door de factorladings-tabel, die in zijn artikel is afgedrukt. Seriatie en classificatie blijken enige samenhang met eenvoudige rekenopgaven te vertonen, seriatie blijkt het hoogst te laden op de 'intelligentie factor'. Stephens et al. werkten met relatief oude kinderen (6-18 jaar) en met eenvoudige classificatie- en conservatietaken, zodat moet worden aangenomen dat plafond-effecten de resultaten drastisch hebben beïnvloed. De Vries (1974) vond een zekere samenhang tussen intelligentie en Piaget-taken (conservatie-, seriatie- en classificatie-opgaven), maar in haar geval is het aantal proefpersonen in verhouding tot het aantal variabelen te gering om aan de factoranalytische gegevens veel waarde te hechten. Orpet et al. (1976) vonden factor-analytisch samenhang tussen conservatie en verbaal en picturaal semantisch redeneren. In hun conclusie lieten ze echter buiten beschouwing dat rekenopgaven eveneens hoog laadden (.68) op de betreffende geroteerde hoofdcomponent. Rubin et al. (1978) werkten met kinderen uit de 1ste en de 3de klas van de basisschool; afzonderlijke factoranalyses op de gegevens van beide leeftijdsgroepen suggereren dat conservatie met het stijgen van de leeftijd toenemend samenhang vertoont met algemene intelligentie.

Vermeldenswaard is verder nog dat een aantal onderzoekers de samenhang tussen sociaal-economische klasse en conservatie bepaalden. Het aantal studies, waarin werd vastgesteld dat kinderen uit hogere klassen betere resultaten behalen dan uit lagere (Deutsch, 1967; Goldschmid, 1968; Baker & Sullivan, 1970; Roll, 1970; Gaudia, 1971; Lloyd, 1971;

Wasik & Wasik, 1971; Figurelli & Keller, 1972; Buck-Morosso, 1975 en Peisach & Hardeman, 1976) is aanmerkelijk groter dan het aantal studies waarin geen verschillen tussen sociaal-economische klassen werden geconstateerd (Rothenberg & Orost, 1969; Mermelstein & Meyer, 1969; Kaufman et al., 1971 en Za'rour, 1971).

Naast de genoemde methodische tekortkomingen (plafondeffecten, kleine steekproeven, dubieuze interpretaties van factor-ladingen) geldt voor de besproken studies dat ze in tal van opzichten onvergelykbaar zijn: iedere onderzoeker kiest andere intelligentie-(sub)-tests en andere schoolvorderingen-tests en selecteert of construeert zijn eigen set Piaget-taken.

1.3 *Het criteriumprobleem*

Een fundamentele moeilijkheid bij de bestudering van de Piagetiaanse en neo-Piagetiaanse literatuur is de variatie in definities en operationalisaties, waarvoor Brainerd (1973^a, ^b, 1974) de term criteriumprobleem introduceerde. Strikte Piagetiaanse criteria vereisen voor conservatie en classificatie de scoring van zowel de *beoordeling* als de *uitleg* door kinderen. In de bekende conservatieproef waarin vloeistof uit een breed, laag glas wordt overgegoten in een smal, hoog glas, wordt het kind niet alleen gevraagd in welk glas meer vloeistof zit (beoordeling), maar ook waarom dat zo is (uitleg). Naast een juist oordeel dient een kind tevens argumenten te geven die voldoen aan uit de Piagetiaanse theorie afgeleide kenmerken, zoals o.a. 'reversibiliteit' (het kind zegt dan: 'Er is evenveel water, want je kunt het weer terugieten'). (Een samenvatting van de belangrijkste aspecten van het criteriumprobleem i.v.m. conservatie is te vinden bij Kingma (1980)). Bij classificatie vindt een analoge gecombineerde scoring plaats: behalve dat het kind een juist plaatje in de lege cel van een matrix legt dient het daarvoor ook argumenten te geven, waaruit blijkt dat het de verschillende dimensies (vorm, kleur, e.d.) verdisconteert heeft. Bij seriatie tenslotte wordt weliswaar niet om argumenten gevraagd, maar wordt naast de correcte oplossing gelet op tal van aspecten van de uitvoering van de taak (het leggen van een reeks): de beginstrategie, hoeveelheid zelfcorrecties, enzovoort (een gedocumenteerd overzicht is te vinden in Kingma & Koops, 1981).

In een grootschalig onderzoek van Kingma (1981) naar het criteriumprobleem is gebleken

dat stricte Piagetiaanse criteria vanuit een aantal gezichtspunten betrekkelijk onbruikbaar zijn. Piagets criteria leveren psychometrisch zwakke maten op, en – erger nog – resultaten die strijdig zijn met Piagets eigen cognitieve ontwikkelingstheorie. Zo blijkt bijvoorbeeld het gros van zesde klas basisschoolkinderen (die geacht mogen worden zich te bevinden in Piagets operationele ontwikkelingsfasen) volgens strikte Piagetiaanse criteria niet als conserveerder en niet als serieerder te mogen worden beschouwd. Dat is – gegeven hun verondersteld ontwikkelingsniveau – ongerijmd. Eenvoudige scoringsvoorschriften van Amerikaanse origine daarentegen bleken op alle fronten beter te voldoen, zoals Kingma (1981) vanuit diverse gezichtspunten en met uiteenlopende methoden aantoonde. In psychometrische zin (betrouwbaarheid, validiteit) voldoen ze beter en ze leveren onderzoeksresultaten op, die beter in overeenstemming zijn met de door Piaget onderscheiden fasen van de cognitieve ontwikkeling. Voor een gedetailleerd overzicht van empirische en theoretische argumenten verwijzen we naar de betreffende publikatie van Kingma.

Op basis van Kingma's onderzoeksgegevens met betrekking tot het criteriumprobleem moet worden geconcludeerd dat bij de huidige stand van kennis de volgende criteria de voorkeur verdienen: het *beoordeling* – *alleen criterium* voor seriatie en classificatie; het zogenaamde criterium van Goldschmid & Bentler (1968) voor conservatie. Het *beoordeling* – *alleen criterium* houdt in dat alleen van het eindresultaat (d.i. de door het kind geproduceerde reeks, resp. classificatie) wordt bepaald of het correct of incorrect is; argumenten van het kind of aspecten van de uitvoering van de taak worden niet in de scoring betrokken. Het criterium van Goldschmid en Bentler komt neer op een voorschrift, volgens welk het antwoord op een conservatie-vraag en het type argument, dat een kind voor dat antwoord geeft, gecombineerd worden gescoord.

In veel publikaties wordt de keuze van de operationele criteria niet of onvoldoende verantwoord. Onderzoeksgegevens zijn vaak onvergelykbaar vanwege criteriumverschillen, waarop ze (kunnen) berusten. Dat geldt ook voor het in de vorige paragraaf besproken onderzoek. Daaruit blijkt hoe weinig zicht er nog bestaat op de verhouding tussen Piaget-taken en intelligentie- en schoolvorderingstests.

Tabel 1 Samenstelling van de proefgroep naar schoolklas en gemiddelde leeftijd in maanden.

School	N	gemiddelde leeftijd	standaard-deviatie
kleuterschool			
klas 1	31	54.4	3.0
klas 2	32	62.7	1.9
klas 3	36	68.4	2.5
basisschool			
klas 1	46	77.9	6.4
klas 2	57	90.8	5.3
klas 3	51	103.2	5.2
klas 4	59	114.2	5.7

2 Probleemstelling

Dit onderzoek heeft betrekking op het probleem van de samenhang tussen conservatie, seriatie en classificatie enerzijds en intelligentie anderzijds. Voor de drie door Piaget onderscheiden aspecten van de cognitieve ontwikkeling zijn taken gekozen, die zo nauwkeurig mogelijk gebaseerd zijn op de publikaties van Piaget en zijn medewerkers en die een brede variatie in moeilijkheidsgraad vertonen. Vanwege het in de Inleiding besproken onderzoek naar criterium-problemen wordt voor seriatie en classificatie het beoordeling – alleen criterium gehanteerd en voor conservatie het criterium van Goldschmid en Bentler. Voorts is met het oog op de uit te voeren psychometrische analyses gekozen voor een voldoende groot aantal proefpersonen, die zodanig naar leeftijd zijn gespreid dat bodem- en plafond-effecten niet contaminerend kunnen werken.

De onderscheidbaarheid van de Piaget-taken en van intelligentie-(sub)-tests wordt bepaald door ze in verband te brengen met eenvoudige rekenopgaven. Nagegaan wordt in hoeverre op basis van de Piaget-taken, respectievelijk de intelligentie-(sub)-tests, het oplossen van rekenopgaven kan worden voorspeld en welke de optimale combinatie van predicatoren is.

In aansluiting op de in de literatuur veelvuldig aan te treffen belangstelling voor de invloed van sociaal-economische milieus wordt de samenhang tussen prestaties op intelligentie-(sub)-tests en milieu vergeleken met die tussen prestaties op Piaget-taken en milieu.

3 Opzet

3.1 Proefpersonen

Als proefpersonen fungeerden 312 leerlingen van twee kleuterscholen en van de klassen één tot en met vier van twee basisscholen. In Tabel 1 wordt een overzicht gegeven van de verdeling van de kinderen over de verschillende klassen en is voorts de gemiddelde leeftijd per klas in maanden aangegeven. Aangezien bij de bewerkingen van de gegevens geen systematische verschillen tussen jongens en meisjes zijn gevonden wordt de sekse-variabele bij de bespreking van de resultaten buiten beschouwing gelaten. Om eventuele educatieve effecten niet te verdoezelen zullen de onderzoeksuitkomsten niet in termen van leeftijdsgroepen maar in termen van schoolklassen worden beschreven. Ter toelichting op de niet overal gebruikelijke indeling in drie kleuterschoolklassen het volgende: in klas 1 van de kleuterschool zitten kinderen die minder dan een half jaar schoolervaring hebben; die in klas 2 bezoeken de school tussen een half jaar en een jaar; kinderen uit klas 3 hebben meer dan een jaar schoolervaring.

3.2 Materiaal

Alle kinderen kregen aan het begin van het schooljaar de volgende Piaget-taken voorgelegd: een dertiental conservatie-opgaven (ontleend aan Kingma, 1977^a), een zestal seriatie-opgaven (Kingma, 1977^b) en een tiental meer-voudige classificatie-opgaven (Kingma, 1978^a). Voor een verantwoording van de keuze van deze items en voor een gedetailleerde materiaalbeschrijving moet kortheids-halve worden verwezen naar de juist genoemde

CONSERVATIE

item d). *Conservatie van substantie*:

Aan het kind worden twee identieke ballen klei getoond. Eén van die ballen wordt tot een lange worst (± 25 cm) vervormd. Er wordt gevraagd of de bal evenveel klei bevat als de worst. Deze opgave is ontleend aan Piaget & Inhelder (1968, hfst. I).

item j). *Conservatie van lengte*:

Twee identieke stroken karton (lengte 30 cm, breedte 1 cm) worden voor het kind neergelegd. Eén van de stroken wordt in een W-vorm gevouwen. Er wordt gevraagd of beide stroken (de gevouwen en niet-gevouwen strook) even lang zijn. Deze opgave is ontleend aan Piaget et al. (1973, hfst. IV en V).

item m). *Conservatie van volume*:

Vóór het kind worden twee identieke glazen bakken op de tafel gezet, die beide tot dezelfde hoogte (gemarkeerd door elastiekjes) zijn gevuld. Daarna worden het kind twee identieke ballen klei getoond. Eén bal wordt in één van de bakken gedeponceerd. De stijging van het water wordt aangegeven met een plakstrookje. De andere bal wordt tot een pannenkoek gevormd en boven de tweede bak gehouden. Het kind wordt gevraagd of het water in de tweede bak evenveel zal stijgen als in de eerste. Deze opgave is ontleend aan Piaget & Inhelder (1968, hfst. XII).

SERIATIE

item c). *Enkelvoudige seriatië op lengte*:

Het ordenen van 10 buisjes volgens lengte (ze moeten rechtop worden neergezet op cilindervormige pennetjes) (vgl. Piaget & Szeminska, 1967, hfst. VI).

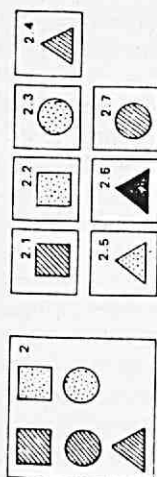
item d). *Meervoudige seriatië op lengte en kleur*:

Vijf series van elk vijf buisjes moeten zowel volgens lengte als kleur worden geordend (door ze rechtop op een vierkant plateau met cilindervormige pennetjes te plaatsen). Na correcte ordening is er per rij dezelfde toename in intensiteit blauw en per kolom dezelfde van kort naar lang (vgl. Piaget, 1942, hfst. X en 1972^a, blz. 165).

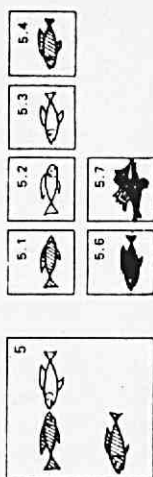
item h). *Meervoudige seriatië op oppervlakte en kleur*:

Vijf series van elk vijf aluminium vierkantjes moeten op grootte zowel als kleur worden geordend. Na correcte ordening is er per rij dezelfde toename in intensiteit blauw en per kolom dezelfde toename in oppervlakte (vgl. Piaget & Inhelder, 1967, hfst. X).

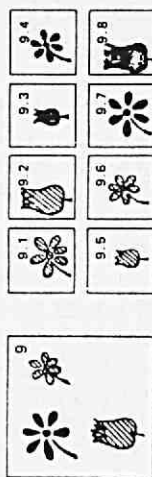
MEERVOUDIGE CLASSIFICATIE



2



5



9

(3 items gebaseerd op Piaget & Inhelder, 1967, hfst. VI).

rapporten¹ en naar Kingma (1981). Een globale indruk geven de voorbeeld-items uit Tabel 2.

Voorts werd de kinderen uit de kleuterschool en de eerste klas van de basisschool de intelligentietest Cattell form I, verkorte versie (Cattell, 1950), afgenomen, alsmede de onderdelen woordenschat, waarneming, ruimtelijk inzicht en figuursorteren uit de P.M.A. 2-4 (Kema, 1976^a).

De kinderen uit de tweede tot en met de vierde klas van de basisschool kregen aan het begin van het schooljaar naast de Piagetopgaven de Cattell form 2 A (Cattell, 1973) en de P.M.A. 2-4 (Kema, 1976^a) (alle subtests, waaronder rekenvaardigheid).

Aan het einde van datzelfde schooljaar werd de kinderen van de Quantitative (Thurstone, 1953) de Nederlandse versie uit de E.L.I. (Sangers & Van der Sluis, 1973) voorgelegd. De test bestaat uit rekentaal-begrippen, zoals bijvoorbeeld het grootste object in een rij plaatjes aankruisen, de zak met de minste knikkers, e.d. Daarnaast kregen deze kinderen ook de getal-in-de-rij opgaven aangeboden uit: 'Een meetinstrument voor het Getalbegrip' (Kingma, 1978^b), waarin het kind werd gevraagd welk getal na of voor een bepaald getal komt en welk van de twee getallen groter is².

Kinderen uit de eerste en de tweede klas van de basisschool kregen ook aan het einde van het schooljaar zogenaamde omkeersommen voorgelegd, 15 sommen van het type $\dots + 3 = 5$ en 15 opgaven van het type $9 - \dots = 6$. Tevens werden hun de cijfersommen uit de P.M.A. 2-4 aangeboden.

Voor de bepaling van het sociaal-economisch milieu werd gebruik gemaakt van 'De beroepenklapper' (Westerlaak et al., 1975).

3.3 *Protocollering en scoring*

I. Bij de 13 conservatie-opgaven bestond de protocollering uit het vastleggen – voor elk van de opgaven – van het oordeel en de argumentatie hiervoor. Het beoordeling-plus-uitleg criterium van Goldschmid & Bentler (1968) werd als scoringsstelsel gehanteerd (vgl. Kingma 1980 en 1981, hfst. II).

II. Voor de zes seriatie-opgaven werd het resultaat ervan op een protocolformulier vastgelegd. Als scoringsstelsel werd het resultaat – alleen criterium gehanteerd (vgl. Kingma & Koops, 1981).

III. Bij de 10 meervoudige classificatie-op-

gaven werd het beoordeling – alleen criterium als scoringsstelsel gebruikt (vgl. Kingma, 1981, hfst. V).

IV. De intelligentietests: de Cattell form I (Cattell, 1950), Cattell form 2A (Cattell, 1973), de P.M.A. 2-4 (Kema, 1976^a) en de Quantitative – de rekentaaltest – (Sangers & Van der Sluis, 1973) werden volgens de bijbehorende handleidingen gescoord.

V. Voor de getal-in-de-rij-opgaven, de omkeersommen en de cijfersommen uit de P.M.A. 2-4 werd een item goed gerekend (score één) bij correcte oplossing. Bij een foutieve oplossing werd een score nul gegeven.

VI. In de beroepenklapper van Westerlaak et al. (1975) worden een zestal beroeps categorieën onderscheiden: 1. ongeschoolde arbeid; 2. geschoolde arbeid; 3. lager employé; 4. kleine zelfstandige; 5. middelbare employé; 6. hogere beroepen. We hebben het beroep van de vader van het kind als maatstaf genomen voor de indeling van het milieu.

3.4 *Afname*

De conservatie-, seriatie- en meervoudige classificatie-opgaven, de Cattell form I, de Quantitative en de getal-in-de-rij-opgaven zijn individueel afgenomen. De onderdelen woordenschat, ruimtelijk inzicht, waarneming en figuur-sorteren uit de P.M.A. 2-4 werden in de kleuterschool per groepjes van vier kinderen door één proefleider afgenomen. De andere tests, de Cattell form 2A, de P.M.A. 2-4 en de omkeersommen, evenals het cijferen uit de P.M.A. 2-4, werden klassikaal afgenomen. Als proefleiders dienden 11 gevorderde studenten in de ontwikkelingspsychologie, die de afname van de individuele tests grondig hadden ingestudeerd. Per schoolklas werden de kinderen at random over de proefleiders verdeeld. Vier andere proefleiders verzorgden de klassikale tests.

4^{*} *Resultaten*

4.1 *Analyses vooraf*

Inspectie van de gegevens toonde dat de totaalscores van respectievelijk de seriatie-, de conservatie- en de meervoudige classificatie-opgaven U-vormige verdelingen opleverden. Op grond van deze verdelingsvorm zullen we bij de multi-pele regressie controleren of de kwadratische en of kubische vergelijkingen een

betere voorspelling van het criterium opleveren dan bij toepassing van het lineaire model (Cohen & Cohen, 1975, hoofdstuk 5 en 6). Mootoon stijgende verdelingsvormen van de somscores werden door ons vastgesteld respectievelijk bij de getal-in-de-rij-opgaven, de Quantitative, de omkeersommen en cijfersommen uit de P.M.A. 2-4. Op grond van deze verdelingsvormen hanteren we voor toetsing non-parametrische toetsen.

Vervolgens controleerden we bij de individueel afgenomen Piaget-opgaven voor eventuele proefleider-effecten. Met behulp van de 'Kruskal-Wallis one way analysis of variance by ranks' (Siegel, 1956) werden de verschillen tussen de rangordeningen van de totaalscores op elk van de drie groepen taken vergeleken. Voor de conservatie-opgaven bleken noch de verschillen binnen de groep van vijf proefleiders op de kleuterschool noch de verschillen binnen de groep van zes proefleiders op de twee basisscholen significant (bij $\alpha \leq .10$). Voor de seriatie- en de meervoudige classificatie-opgaven werden evenmin significante proefleider-effecten gevonden (eveneens bij $\alpha \leq .10$).

4.2 Sociaal-economisch milieu

Op grond van het beroep van de vader werden de kinderen in de zes categorieën volgens de genoemde beroepenklapper van Westerlaak et al. ingedeeld. De verdeling van de 312 kinderen was als volgt: 1. ongeschoolde arbeid: $N = 36$ (11,5 %); 2. geschoolde arbeid: $N = 54$ (17,3 %); 3. lagere employé: $N = 44$ (14,2%); 4. kleine zelfstandige: $N = 38$ (12,1%); 5. middelbaar employé: $N = 40$ (12,8 %); 6. hogere beroepen: $N = 100$ (32,1 %). De hogere beroepen blijken enigszins oververtegenwoordigd, maar de kinderen uit dit hoogste milieu bleken evenals die uit de vijf andere milieus nagenoeg gelijkelijk over de verschillende schoolklassen te zijn verdeeld.

Met behulp van de Kruskal-Wallis toets zijn we nagegaan of de totaalscores van de kinderen uit de zes milieugroepen op de gezamenlijke Piaget-taken verschillen. Dat blijkt (bij $\alpha \leq .10$) niet het geval te zijn. We kunnen dus concluderen dat in de prestaties op conservatie-, seriatie- en miliepe classificatietaken, in ons onderzoek, geen milieu-effecten aanwijsbaar zijn.

Voorts zijn nog de correlaties tussen milieu- en intelligentiesubtestscores berekend. De

waarden variëren tussen .12 en .18, naar omvang bepaald niet indrukwekkend dus.

4.3 Betrouwbaarheid en factoranalyse van de Piaget-taken

Om een indruk te krijgen van de betrouwbaarheid berekenden we de homogeniteitsindexen (KR_{20}) en bepaalden we de item-rest correlaties. Voor de dertien conservatie-opgaven vonden we een $KR_{20} = .95$ en item-rest correlaties tussen $r = .62$ en $r = .86$; voor de zes seriatie-opgaven vonden we een $KR_{20} = .90$ en item-rest correlaties tussen .52 en .86; voor de tien meervoudige classificatie-opgaven zijn de waarden $KR_{20} = .86$ en item-rest correlaties tussen .51 en .79.

Om inzicht te verkrijgen in de structurele kenmerken van de drie groepen taken voerden wij enkele factoranalyses uit. Vooraf waren enige controles nodig. Items met verschillende p-waarden hebben verschillende verdelingsvormen, die bij factoranalyse kunnen leiden tot verdelingsfactoren, die pure artefacten zijn (Ten Berge, 1972). Via inspectie van de correlatiematrix, waarin de items zijn geordend naar de grootte van de p-waarden, kunnen de bedoelde verdelingseffecten worden opgespoord. Wanneer de rijtotalen van zo'n matrix toenemen, naarmate de p-waarden der items dichter bij .50 komen, is dit een aanwijzing dat het verdelingseffect optreedt. Wij inspecteerden de drie correlatiematrixes voor de conservatie-, seriatie- en classificatietaken afzonderlijk zowel als de correlatiematrix voor alle taken gezamenlijk en vonden geen aanwijzingen voor verdelingseffecten.

Wij voerden vervolgens factoranalyses uit over de drie groepen Piaget-taken afzonderlijk en over allen tegelijk. De eerste drie analyses leverden 1ste hoofdcomponenten op waarop alle betreffende (resp. conservatie-, seriatie- en classificatie-) taken hoog laden, de 2de hoofdcomponent had in alle drie gevallen een eigenwaarde < 1 .

De factoranalyse over alle Piaget-taken leverde drie hoofdcomponenten op met een eigenwaarde > 1.0 . Na Varimax-rotatie bleken de conservatie-opgaven hoog te laden op de eerste hoofdcomponent (die 30 % van de variantie verdisconteert), de seriatie-opgaven bleken hoog te laden op de tweede hoofdcomponent (23 % van de variantie) en de classificatie-opgaven laden hoog op de derde hoofdcomponent (15 % van de variantie).

Op grond van deze uitkomsten kunnen we concluderen dat de drie groepen Piaget-taken ieder gekenmerkt zijn door een zeer bevredigende homogeniteit en interne consistentie, terwijl ze voorts naar te onderscheiden constructen verwijzen.

4.4 Voorspelling van rekenvaardigheid

Een eerste indruk van de samenhang tussen Piaget-taken en intelligentie-tests werd verkregen met behulp van een tweetal factoranalyses. De eerste heeft betrekking op de drie somscores van de Piaget-taken, de subtests van de Cattell form I en de subtests woordenschat, waarneming, ruimtelijk inzicht en figuursorteren van de P.M.A., alle aan het begin van het schooljaar afgenomen bij de kleuters en de kinderen uit klas 1 van de basisschool. De factorladingenstructuur was – na Varimaxrotatie – niet eenduidig interpreteerbaar en we volstaan met een globale aanduiding³: van de resultaten gaat een lichte suggestie uit dat seriatie en classificatie een zekere samenhang vertonen met zowel de P.M.A. 2-4-subtests als de subtests van de Cattell form I, terwijl voor conservatie een dergelijk verband in het geheel niet werd gevonden. De tweede factoranalyse heeft betrekking op de Piaget-taken en alle subtests van de P.M.A. 2-4, aan het begin van het schooljaar afgenomen bij de kinderen uit de klassen 2 t/m 4. Ook hier geen eenduidig interpreteerbaar resultaat: wel gaat er de suggestie van uit dat er sprake is van enige overlap van conservatie en seriatie met de P.M.A.-subtests uit de schoolvorderingsfeer (zoals rekenvaardigheid, woordherkenning en letterwoordvorming), terwijl seriatie daarnaast nog samenhangt met algemenere intelligen-

tiesubtests als waarneming, figuur-sorteren en ruimtelijk inzicht.

Aangezien dit soort factoranalytische uitkomsten, zoals ook al bleek uit § 2, ons weinig inzicht verschaffen in de verhouding tussen Piaget-taken en intelligentietests besloten wij deze verhouding te analyseren in termen van de voorspellende waarde ten opzichte van rekenvaardigheden. De keuze van dit criterium sluit aan bij de grondgedachte van de Piagetiaanse school volgens welke het getalbegrip wordt gezien als de synthese van conservatie, seriatie en classificatie.

We zullen nu achtereenvolgens drie vergelijkende analyses van de voorspellende waarde van de Piaget-taken en van intelligentietests bespreken.

Ten eerste zullen in § 4.5 wat de kleuters en de kinderen uit klas I van de basisschool betreft, de Piaget-taken, de Cattell form I en de P.M.A.-subtests ruimtelijk inzicht, waarneming en figuur-sorteren (alle afgenomen aan 't begin van het schooljaar) worden geanalyseerd als voorspellers van rekenvaardigheid aan het eind van het schooljaar, zoals die bepaald werd met behulp van *rekentaal* (uit de Quantitative) en de *getal-in-de-rij-opgaven*.

Ten tweede zullen we, in § 4.6, wat de kinderen uit klas 1 en 2 betreft, de Piaget-taken en P.M.A.-subtests ruimtelijk inzicht, waarneming en figuur-sorteren bestuderen als voorspellers van rekenvaardigheid aan het eind van het schooljaar, in dit geval gemeten m.b.v. omkeersommen en het onderdeel cijferen uit de P.M.A. 2-4.

Ten derde zullen we, in § 4.7, voor de kinderen uit de klassen 2 t/m 4 van de basisschool de Cattell form 2A en de Piaget-taken analy-

Tabel 3 De correlaties van de predictoren met getal in de rij en de quantitative in de kleuterschool en in de eerste klas van de basisschool. (N = 145)

Criterium variabele	Predictoren									
	conservatie	seriatie	classificatie	Cattell scale I subtests				P.M.A. 2-4 subtests		
getal in de rij quantitative	.58 .74	.73 .75	.08 .10	I	II	III	IV	*RI	WN	FS
				.55	.56	.59	.48	.61	.51	.64
				.59	.61	.66	.49			

* RI = Ruimtelijk inzicht

WN = Waarneming

FS = Figuur sorteren

seren als predictoren van de subtest rekenvaardigheid van de P.M.A. 2-4. In afwijking van de vorige twee gevallen zijn de scores op de criteriumvariabele in dit geval tegelijk (en niet een jaar later) met die op de predictor-variabelen bepaald.

4.5 *Rekentaal en getal-in-de-rij als criteriumvariabelen*

Eerst zijn de homogeniteitsindices en de item-rest correlaties berekend. De KR_{20} van de getal-in-de-rij-opgaven is hoog (.94) evenals de item-rest correlaties ($.51 \geq r \leq .86$). De KR_{20} van de quantitative is .96 en de item-rest correlaties liggen tussen .47 en .77.

Vervolgens zijn de correlaties berekend tussen de predictoren en de criteriumvariabelen. In Tabel 3 wordt een overzicht gegeven. De subtests uit de Cattell form I en uit de P.M.A. 2-4 blijken redelijk hoog te correleren met de getal-in-de-rij-opgaven. Van de Piaget-opgaven ligt de correlatie $r = .58$ voor conservatie in dezelfde orde, terwijl de correlatie van $r = .73$ tussen seriatie en deze criteriumvariabele hoog genoemd kan worden. Meervoudige classificatie daarentegen blijkt geen samenhang met dit criterium te vertonen. Voorts blijkt het patroon van de correlaties met rekentaal ('quantitative') als criterium goed vergelijkbaar met de zojuist besproken uitkomsten; er is één uitzondering, conservatie correleert met dit criterium opvallend hoger.

Met behulp van multiële regressie is nog nagegaan of de drie soorten Piaget-opgaven al dan niet beter de prestaties op de getal-in-de-rij-opgaven en op de rekentaal voorspellen dan de intelligentie-subtests uit de Cattell form I en de P.M.A. 2-4. Daarna werd bovendien nog nagegaan of een combinatie van Piagetopgaven en intelligentie-subtests voorspellingswinst oplevert.

De uitkomsten voor het criterium getal-in-de-rij kunnen als volgt worden samengevat. Van de Piaget-opgaven voorspelt - van alle mogelijke combinaties - de combinatie van seriatie en conservatie de getal-in-de-rij-opgaven het best: $R = .72$ en het percentage, voor 'shrinkage' gecorrigeerde (zie Cohen & Cohen, 1973, blz. 106), verklaarde variantie is .49. De meervoudige classificatie-opgaven leverden in de verschillende combinaties geen voorspellingswinst op, hetgeen op grond van de gegevens uit Tabel 3 begrijpelijk is. Verder moet worden aangetekend dat seriatie alleen al .73

met het criterium correleert (zie Tabel 3) en de combinatie met conservatie dus geen winst oplevert. De subtests uit de Cattell form 1 voorspellen gezamenlijk de getal-in-de-rij-opgaven bijna even goed als seriatie ($R = .67$); de P.M.A.-subtests doen het samen even goed als seriatie ($R = .71$). Toevoeging van seriatie aan de Cattell subtests levert een voorspellingswinst van 11 %, verdere toevoegingen zijn niet lonend. Toevoeging van seriatie en conservatie aan de P.M.A.-subtests levert slechts 5 % voorspellingswinst op.

De uitkomsten voor de rekentaal ('quantitative') als criterium komen goeddeels overeen met die voor het zojuist besproken criterium getal-in-de-rij. Er is één afwijking; de P.M.A.-subtests voorspellen dit criterium slechter, waardoor de combinatie van seriatie en conservatie duidelijk superieur is aan enige andere combinatie ($R = .82$, 68 % verklaarde variantie).

Omdat van de Piaget-opgaven de frequentieverdelingen van de somscores U-vormig waren evenals bij de criteriumvariabelen, zijn we nagegaan of de kwadratische of kubische vergelijkingen winst opleveren ten opzichte van de lineaire multiële regressievergelijkingen. Dit bleek in geen enkel geval zo te zijn, reden waarom hier en in het volgende alleen de uitkomsten van de lineaire vergelijkingen worden gegeven.

4.6 *Omkeersommen en cijferen als criteriumvariabelen*

Voor de kinderen uit klas 1 en 2 zijn in ons onderzoek de omkeersommen en het onderdeel cijferen uit de P.M.A. 2-4 als criteria beschikbaar.

In Tabel 4 wordt een overzicht gegeven van de correlaties tussen de Piaget-opgaven, de intelligentie-subtests van de P.M.A. 2-4 en de twee criteriumvariabelen. De correlaties tussen de omkeersommen en conservatie, seriatie en de intelligentie-subtests ruimtelijk inzicht en figuur-sorteren liggen in dezelfde orde van grootte, maar verdisconteren ieder niet meer dan ongeveer 6 % van de variantie. Dezelfde predictoren verdisconteren van de variantie op de tweede criteriumvariabele iets meer: in de orde van 12 % tot 16 %. De correlaties van classificatie en de subtest waarneming met de beide criteria zijn te verwaarlozen klein.

Bij multiële regressie van seriatie en conservatie is de voorspellingswinst (t.o.v. seriatie

Tabel 4. De correlaties tussen de criteriumvariabelen en de predictoren bestaande uit Piaget-taken en onderdelen uit de P.M.A. 2-4 voor klas één en twee van de basisschool. (N = 103)

Criterium-variabele	Predictoren					
	conservatie	seriatie	classificatie	P.M.A. 2-4		
				RI*	WN*	FS*
Omkeersommen	.23	.26	.13	.24	.11	.23
Cijferen P.M.A. 2-4	.38	.41	.11	.34	.10	.34

* RI = ruimtelijk inzicht, WN = waarneming, FS = figuur sorteren

alleen) slechts 3 %; dezelfde geringe winst treedt op bij combinatie van ruimtelijk inzicht en figuur sorteren (t.o.v. figuur sorteren alleen); de combinatie van alle 4 predictoren geeft een voorspellingswinst van slechts 6 %.

We kunnen concluderen dat zowel de Piaget-opgaven als de P.M.A. 2-4 subtests slechte voorspellers van de beide criteria (omkeersommen en cijferen uit de P.M.A. 2-4) zijn.

4.7 Verbale rekenvaardigheid als criterium-variabele

De subtest rekenvaardigheid uit de P.M.A. 2-4 bestaat uit vier onderdelen, verbale opgaven, eenvoudige redactionele rekenopgaven, het invullen van een ontbrekend getal in een rekenkundige reeks en cijferen. We hebben hieruit de verbale opgaven en de eenvoudige redactiesommen gelicht. De verbale opgaven bestonden uit vragen, zoals: 'Hoeveel centen heeft een stuiver?' of 'Hoeveel dubbeltjes heeft een gulden?' e.d. De eenvoudige redactiesommen bestonden uit verbale opdrachten, zoals: 'Er speelden dertien kinderen op het plein. Er kwamen nog twaalf kinderen bij. Hoeveel kinderen waren er toen op het plein?' enz. Deze opgaven werden aan de kinderen (N = 167) uit de tweede tot en met de vierde

klas van de basisschool voorgelegd. In Tabel 5 wordt een overzicht gegeven van de correlaties tussen deze verbale rekenvaardigheid en de Piaget-opgaven en de subtests van de Cattell form 2A. Conservatie en seriatie correleren ongeveer in dezelfde orde van grootte met de rekenvaardigheid als de subtests I, III en IV van de Cattell form 2A. De meervoudige classificatie bleek ook in deze analyse van de Piaget-opgaven het laagste met de rekenvaardigheid te correleren. De intelligentie subtest II van de Cattell form 2A, die eveneens uit classificatie-opgaven bestaat, had van de vier subtests ook de laagste correlatie met de rekenvaardigheid. Wanneer we de classificatie-opgaven buiten beschouwing laten, dan blijkt dat de Piaget-opgaven 21 % tot 24 % van de variantie voor hun rekening nemen en dat dit bij de subtests van de Cattell form 2A varieert van 18 % tot 27 %. We kunnen dus stellen dat de afzonderlijke subtests en de Piagetopgaven slechts middelmatige voorspellers zijn voor deze verbale rekenopgaven.

Vervolgens zijn we nagegaan of de combinatie van de Piaget-opgaven en de subtests van de Cattell form 2A voorspellingswinst oplevert. De combinatie van de Piaget-opgaven blijkt de rekenvaardigheid even goed te voorspellen als

Tabel 5. De correlaties tussen de predictoren met de criteriumvariabele rekenvaardigheid uit de P.M.A. 2-4 in de klassen twee tot en met vier van de basisschool (N = 167)

criterium	Predictoren						
	conservatie	seriatie	classificatie	cattell form 2a			
				I*	II	III	IV
rekenvaardigheid	.49	.46	.26	.45	.36	.53	.42

* subtest 1 tot en met 4

de combinatie van de subtests; beide combinaties verklaren 34 % van de voor 'shrinkage' gecorrigeerde variantie. De toevoeging van seriatie en conservatie aan de intelligentiesubtests levert een voorspellingswinst van 10 % op. Wanneer bij deze combinatie ook nog de classificatie-opgaven worden betrokken bedraagt de voorspellingswinst 15 %.

5 Conclusies en discussie

In ons onderzoek vinden we in de resultaten voor de Piaget-taken geen significante verschillen tussen de zes milieugroepen. Dat in tegenstelling tot Amerikaanse bevindingen (genoemd in § 1.2). Het is mogelijk dat in ons land, mede door de kwaliteit van het onderwijs, de verschillen in cognitief functioneren van kinderen uit de door ons onderscheiden sociaal-economische milieus worden geminimaliseerd. Zo'n optimistische conclusie is echter nog voorbarig. Meijnen (1980) toonde aan dat handarbeiderskinderen op sociaal heterogene basisscholen betere reken- en taalprestaties leveren dan handarbeiderskinderen in sociaal homogene scholen. In ons onderzoek zijn scholen betrokken met een heterogene milieusamenstelling. Een definitieve uitspraak vereist dan ook vergelijkend onderzoek in scholen met een homogene samenstelling.

In het voorspellen van rekentaal is de combinatie van seriatie en conservatie duidelijk superieur aan de intelligentiesubtests uit de Cattell form 1 en de P.M.A. 2-4. De Piaget-taken voorspellen het cijferen en de omkeersommen ongeveer evengoed als de intelligentiesubtests uit de P.M.A. De hoeveelheid verklaarde variantie (16 % of minder) is echter in dit geval dermate klein dat we hieraan weinig waarde mogen toekennen. Klaarblijkelijk hebben de mechanische rekenvormen, zoals optellen en aftrekken, weinig van doen met conservatie en seriatie (en intelligentie). De Piaget-taken voorspellen de verbale rekenvaardigheid even goed als de intelligentiesubtests uit de P.M.A. 2-4. De combinatie van de Piaget-taken met deze subtests levert een voorspellingswinst op van 15 %. Deze winst is voornamelijk toe te schrijven aan seriatie en conservatie.

Onze onderzoeksuitkomsten tonen dat de Piaget-taken psychometrisch van goede kwaliteit zijn en zeker niet onderdoen voor gebruikelijke intelligentie- en schoolvorderingen-

tests. Deze uitkomsten zijn voor ons aanleiding door te gaan met de constructie van meetinstrumenten voor conservatie, seriatie en classificatie. Met name zorgvuldige validering aan een scala van door onderwijskundigen belangrijk geachte rekentaken zal daarbij een belangrijke plaats moeten innemen. De hier gerapporteerde studie levert niet meer dan een eerste, voorlopige aanwijzing voor de zin van een dergelijke onderzoeksinspanning. Het is overigens opmerkelijk hoe weinig deugdelijk instrumentarium de Piaget-traditie feitelijk heeft opgeleverd. De belangrijkste oorzaak daarvan is ongetwijfeld het in § 1.3 besproken criteriumprobleem.

Tenslotte willen we er op wijzen dat psychometrisch verantwoorde meetinstrumenten voor seriatie, conservatie en classificatie zich ook goed zouden kunnen lenen voor 'averechts' diagnostisch gebruik: dat wil in dit geval zeggen voor de bepaling van de effectiviteit van onderwijsleerprocessen. Met vele ontwikkelings- en onderwijs-psychologen uit de Sovjet-unie menen wij dat het cognitieve ontwikkelingsniveau, zoals gemeten met Piaget-taken, door effectief onderwijs direct wordt beïnvloed. In werk van o.m. Gal'perin (Van Parreeren & Carpay, 1980), Venger en Taruntaeva (zie: Van Parreeren & Nelissen, 1979) en in de eerder aangehaalde publikatie van Kingma (1981, deel II) vindt men voorbeelden van dergelijke onderwijsprogramma's. Voor de evaluatie van zulke programma's waarvoor de belangstelling in Nederland nog steeds groeiend is, is de verdere ontwikkeling van adequate meetinstrumenten een eerste vereiste.

Noten

1. Deze rapporten kunnen voor researchdoeleinden bij de eerste auteur worden aangevraagd.
2. Zie noot 1.
3. De betreffende tabellen zijn desgewenst verkrijgbaar bij de eerste auteur.

Literatuur

- Baker, E. N. & E. V. Sullivan, The Influence of some Task Variables and of Socio-economic Class on the Manifestation of Conservation of Number. *The Journal of Genetic Psychology*, 1970, 116, 16-30.
- Berge, J. M. F. ten, Difficulty Factors, Distribution Effects, and the Least Squares Data Matrix Solution. *Educational and Psychological Measurement*,

- 1972, 32, 911-920.
- Binet, A. & Th. Simon, *La Mesure du Développement de l'Intelligence chez les Jeunes Enfants*. Paris: Société pour l'Etude Psychologique de l'Enfant, 1922.
- Brainerd, C. J., Judgements and Explanations as Criteria for the Presence of Cognitive Structures. In: *Psychological Bulletin*, 1973^a, 79(3), 172-179.
- Brainerd, C. J., Neo-Piagetian Training Experiments Revisited: Is there any Support for the cognitive-developmental Stage Hypothesis? In: *Cognition*, 1973^b, 2/3, 349-370.
- Brainerd, C. J., Postmortem on Judgements, Explanations and Piagetian Cognitive Structures. In: *Psychological Bulletin*, 1974, 80(1), 70-71.
- Buck-Morosso, S., Socio-economic Bias in Piaget's Theory and its Implications for Cross-Culture Studies. *Human Development*, 1975, 18, 35-49.
- Cattell, R. B., *Culture Fair Intelligence Test*. Champaign: Institute for Personality and Ability Testing, 1950.
- Cattell, R. B., *Measuring Intelligence with the Culture Fair Test: Manual for Scales 2 and 3*. Champaign: Institute for Personality and Ability Testing, 1973.
- Cohen, J. & P. Cohen, *Applied Multiple Regression/Correlation Analysis for the Behavioral Sciences*. Hillsdale: Lawrence Erlbaum Associates Publishers, 1975.
- Cohen, D. H. & M. Rudolph, *Kindergarten and early schooling*. New York: Prentice Hall, 1977.
- D'Errico, A. P. jr., *The Relationship among Conservation, Academic Achievement and Nonverbal Intelligence in Children during the Concrete Operational Period*. Unpublished Ph. D. dissertation, University of Georgia, 1976.
- Deutsch, M., *The Disadvantaged Child*. New York: Basic Books, 1967.
- DeVries, R., Relationships among Piagetian, IQ, and Achievement Assessments. *Child Development*, 1974, 45, 746-756.
- Figurelli, J. C. & H. R. Keller, The Effects of Training and Socio-economic Class upon the Acquisition of Conservation Concepts. *Child Development*, 1972, 43, 293-298.
- Freyberg, P. S., Concept Development in Piagetian Terms in Relation to School Attainment. *Journal of Educational Psychology*, 1966, 57(3), 164-168.
- Gaudia, G., *Race, Social Class, and Age of Achievement on Piaget's Tasks*. Unpublished Ph. D. dissertation, State University of New York, 1971.
- Ginsburg, H., *Children's Arithmetic: The learning process*. New York: van Nostrand, 1977.
- Goldschmid, M.L., Different Types of Conservation and Non-Conservation and their Relation to Age, Sex, IQ, MA and Vocabulary. *Child Development*, 1967, 38, 1229-1246.
- Goldschmid, M. L., The Relation of Conservation to Emotional and Environmental Aspects of Development. *Child Development*, 1968, 39, 579-589.
- Goldschmid, M. L. & P. M. Bentler, *Manual Conservation Assessment Kit*. San Diego: Educational and Industrial Testing Service, 1968.
- Hooper, F. H., An evaluation of logical operation instruction in the Preschool. In: K. Parker (Ed.) *The preschool in action: exploring early childhood programs*. Boston: Allyn and Bacon, 1973.
- Hooper, F. H. & W. H. Marshall, *The initial phase of preschool curriculum development project*. Final Report, United States Department of Health, Education and Welfare. Office of Education, 1968.
- Kamii, C., An application of Piaget's Theory to the conceptualization of a preschool curriculum. In: K. Parker (Ed.) *The preschool in action: exploring early childhood programs*. Boston: Allyn and Bacon, 1973.
- Kaufman, A. S., Piaget and Gesell: A Psychometric Analysis of Tests Built for their Tasks. *Child Development*, 1971, 42, 1341-1360.
- Kaufman, A. S. & N. L. Kaufman, Tests Built from Piaget's and Gesell's Tasks as Predictors of First Grade Achievement. *Child Development*, 1972, 43, 521-535.
- Kaufman, J. M., J. A. Payne & E. E. Ensinger, Quantitative Judgement of Culturally Advantaged and Disadvantaged Pre-school Children. *Psychological Reports*, 1971, 28, 939-944.
- Kema, G. N., *P.M.A. 2-4. Handleiding en Verantwoording*. Amsterdam: Swets en Zeitlinger, 1976^a.
- Kema, G. N., *P.M.A. 5-6. Handleiding en Verantwoording*. Amsterdam: Swets en Zeitlinger, 1976^b.
- Kingma, J., *Een Meetinstrument voor Conservatie bestemd voor Kinderen van Vier tot Twaalf Jaar*. Instituut voor Persoonlijkeids- en Ontwikkelingspsychologie, Oude Boteringestraat 34, Rijksuniversiteit Groningen, 1977^a.
- Kingma, J., *Een Meetinstrument voor Seriatie en Transitiviteit*. Instituut voor Persoonlijkeids- en Ontwikkelingspsychologie. Oude Boteringestraat 34, Rijksuniversiteit Groningen, 1977^b.
- Kingma, J., *Een Meetinstrument voor Multiple Classificatie Matrices*. Instituut voor Persoonlijkeids- en Ontwikkelingspsychologie, Oude Boteringestraat 34, Rijksuniversiteit Groningen, 1978^a.
- Kingma, J., *Een Meetinstrument voor het Getalbegrip: Bestemd voor de Kleuterschool en de Lagere Klassen van de Basisschool*. Instituut voor Persoonlijkeids- en Ontwikkelingspsychologie, Oude Boteringestraat 34, Rijksuniversiteit Groningen, 1978^b.
- Kingma, J., Criteriumprobleem in neo-piagetiaans onderzoek. *De Psycholoog*, 1980, 7, 384-388.
- Kingma, J., *De ontwikkeling van kwalitatieve en relationele begrippen bij kinderen van 4 tot 12 jaar*. Groningen: dissertatie Rijksuniversiteit Groningen, 1981.
- Kingma, J. & W. Koops, Criteriumproblemen in seriatie-onderzoek. *Nederlands Tijdschrift Psychologie*, 1981, 36, 537-559.
- Kuhn, D., Relation of two Piagetian Stage Transitions to IQ. *Developmental Psychology*, 1976, 12(2), 157-161.

- Levinova, L. A., Oriëntaties van Kleuters in Relaties tussen Grootheden. In: C. F. van Parreren en J. M. C. Nelissen (eds): *Rekenen*. Groningen: Wolters Noordhoff, 1977.
- Lloyd, B. B., Studies of Conservation with Yoruba Children of differing Ages and Experience. *Child Development*, 1971, 42, 415-428.
- Lunzer, E. A., J. E. Wilkinson & T. Dolan, The Distinctiveness of Operativity as a Measure of Cognitive Functioning in Five-year-old Children. *British Journal of Educational Psychology*, 1976^a, 46, 280-294.
- Lunzer, E. A., T. Dolan, & J. E. Wilkinson, The Effectiveness of Measures of Operativity, Language and Short-term Memory in the Prediction of Reading and Mathematical Understanding. *British Journal of Educational Psychology*, 1976^b, 46, 295-305.
- McNary, S., W. B. Michael & L. Richards, The Relationship of Conservation Tasks from the Concept Assessment Kit to the SRA Primary Mental Abilities Battery for a Sample of Fifty-six Kindergarten Children. *Educational and Psychological Measurement*, 1973, 33, 967-969.
- Mermelstein, E. & E. Meyer, Conservation Training Techniques and their Effects on Different Populations. *Child Development*, 1969, 40, 471-490.
- Meynen, G. W., Schooltypen in het lager onderwijs en milieu-specifieke leerprestaties. *Mens en Maatschappij*, 1980, 55(5), 385-40.
- Miller, C. K., *The Relationship between Piaget's Conservation Tasks and Selected Psycho-Educational Measures*. Unpublished Ed. dissertation, Temple University, 1969.
- Orpet, R. E., R. K. Yoshida & C. E. Meyers, The Psychometric Nature of Piaget's Conservation of Liquid for Ages Six and Seven. *The Journal of Genetic Psychology*, 1976, 129, 151-160.
- Parreren, C. F. van & J. A. M. Carpay, *Sovjetpsychologen over onderwijs en cognitieve ontwikkeling*. Groningen: Wolters Noordhoff, 1980 (1973).
- Parreren, C. F. van & J. M. C. Nelissen, *Met Oosteuropese psychologen in gesprek*. Groningen: Wolters-Noordhoff, 1979.
- Peisach, E. & M. Hardeman, Social Class: Cognitive Gap and Conservation. *Genetic Psychology Monographs*, 1976, 94, 341-353.
- Piaget, J. & A. Szeminska, *La Genèse du Nombre chez l'Enfant*. Neuchâtel: Delachaux et Niestlé, 1967 (1e druk 1941).
- Piaget, J. & B. Inhelder, *La Genèse des structures logiques élémentaires*. Neuchâtel: Delachaux et Niestlé, 1967.
- Raven, J. C., *Coloured Progressive Matrices*. London: Lewis & Co., 1962.
- Riggs, R. T. & L. D. Nelson, Verbal-Nonverbal conservation and primary mathematics. *Journal for research in Mathematics Education*, 1976, 7, 315-320.
- Robertson, J. H. S., *The Effectiveness of Piagetian Conservation Tasks in the Prediction of Arithmetic Achievement of Second Grade Students*. Unpublished D.E. dissertation, Northeast Louisiana University, 1979.
- Roll, S., Reversibility Training and Stimulus Desirability as Factors in Conservation of Number. *Child Development*, 1970, 41, 501-507.
- Rothenberg, B. B. & J. H. Orst, The Training of Conservation of Number in Young Children. *Child Development*, 1969, 40, 707-726.
- Rubin, K. H., I. D. R. Brown & R. L. Priddle, The Relationship between Measures of Fluid, Crystallized and 'Piagetian' Intelligence in Elementary-school-aged Children. *The Journal of Genetic Psychology*, 1978, 132, 29-36.
- Sangers, A. G. & H. A. van der Sluis, *Eerste Leerjaar Intelligentietest voor het Gewoon Lager Onderwijs*. Amsterdam: Swets & Zeitlinger, 1973.
- Schinke, C. W., N. Meartens & W. Arnold, *Teaching the child mathematics*. New York: Holt, Rinehart and Winston, 1978.
- Siegel, S., *Nonparametric Statistics for the Behavioral Sciences*. London: McGrawhill, 1956.
- Stephens, B., J. A. McLaughlin, C. K. Miller & G. V. Glass, Factorial Structure of Selected Psycho-Educational Measures and Piagetian Reasoning Assessments. *Developmental Psychology*, 1972, 6(2), 343-348.
- Thurstone, L. L., *S.R.A. Primary Abilities for Ages 5 to 7*. Chicago: Science Research Cooperation, 1953.
- Wasik, B. H. & J. H. Wasik, Performance of Culturally Deprived Children on the Concept Assessment Kit Conservation. *Child Development*, 1971, 42, 1586-1590.
- Westerlaak, J. M. van, J. A. Kropma & J. W. Collaris, *Beroepenklapper*. Nijmegen: Instituut voor toegepaste sociologie, 1975.
- Za'rour, G. L., The conservation of number and liquid by Lebanese school children in Beirut. *Journal of Cross-Cultural Psychology*, 1971, 2, 165-172.

Curricula Vitae

J. Kingma (1944), tot zijn 24ste jaar spinner in een textiel fabriek, legde in 1968 met goed gevolg het Staatsexamen HBS-B af, behaalde via een opleiding aan de Rijks Pedagogische Academie te Hengelo de hoofdkte (1972) en voltooide de studie psychologie (hoofdrichting ontwikkelingspsychologie) aan de R.U. te Groningen in 1976. Hij hield zich daarna bezig met (door Z.W.O. gesubsidieerd) onderzoek naar aspecten van de cognitieve ontwikkeling; dit onderzoek werd in 1981 afgesloten met een dissertatie, getiteld 'De ontwikkeling van kwantitatieve en relationele begrippen bij kinderen van 4-12 jaar'. Hij bracht het studiejaar '81-'82 door in London (Ontario, Canada) en werkte aan de universiteit aldaar, sa-

men met prof. Charles Brainerd, aan onderzoeksprojecten in het verlengde van zijn promotie-onderzoek.

Momenteel is hij als wetenschappelijk medewerker verbonden aan de Vakgroep Instructie Technologie van de T.H. Twente.

Adres: Vakgroep Instructie Technologie T.H. Twente Postbus 217, 7500 AE Enschede

W. Koops (1944) studeerde, na een opleiding tot onderwijzer, psychologie aan de Rijksuniversiteit te Groningen. Tot 1981 was hij wetenschappelijk medewerker bij de Vakgroep Ontwikkelingspsychologie aan deze universiteit en momenteel is hij als hoogler-

aar ontwikkelingspsychologie verbonden aan de Vrije Universiteit in Amsterdam. Hij promoveerde op het proefschrift *Sociale ontwikkeling en naïviteit van proefpersonen* (handelseditie bij van Loghum Slaterus, 1981) en publiceerde, naast vele onderzoeksverslagen en theoretisch-methodologische artikelen, samen met J. J. van der Werff het *Overzicht van de ontwikkelingspsychologie* (Wolters Noordhoff, 1979).

Adres: Vakgroep Ontwikkelingspsychologie, Pedagogie en Speciale Pedagogiek, Koningslaan 22-24, 1075 AD Amsterdam

Manuscript aanvaard 7-9-'82