

STUDEERVAARDIGHEID, VOOROPLEIDING EN
NADIEN BEHAALDE STUDIERESULTATEN
IN EEN EERSTE KANDIDATUUR PSYCHOLOGIE:
EEN PEILING NAAR HUN NOMOLOGISCHE VALIDITEIT
BINNEN EEN STRUCTUREEL MODEL VAN STUDEREN
[STUDY SKILL, CURRICULUM COMPLETED IN SECONDARY EDUCATION AND
RESULTS OBTAINED AT THE END OF THE FIRST YEAR OF A UNIVERSITY STUDY
PROGRAM IN PSYCHOLOGY:
AN EVALUATION OF THEIR NOMOLOGICAL VALIDITIES
WITHIN A STRUCTURAL MODEL OF STUDYING]

Alexander MINNAERT & Piet J. JANSSEN
Centrum voor Schoolpsychologie
Afdeling Psychodiagnostiek en Psychologische Begeleiding
Katholieke Universiteit Leuven

In Belgium, the failure rate of freshmen in Higher Education is relatively high. To explain this phenomenon a structural model for individual differences in academic achievement has to be developed. For that purpose a content valid study-skill-test, imitating in miniature the situation of a first-year student in Psychology, was designed and applied to a group of 169 freshmen in Psychology at the beginning of the academic year 1986-1987. At the same time their curriculum followed in both last years in High School was registered. This study deals with the relative importance of this curriculum and study-skills assessed to explain the differences in academic performance in the first examination period at the end of that same academic year. The Lisrel-model shows a high predictive validity ($R^2 = .453$) viewing the amount of invested assessment time (3 hours) nine months earlier. Students available prior knowledge, their conviction on the choice of study program, their speed of information processing and their goal-orientedness in information processing — being the four factors that got their nomological validity within this model — have important effects upon their academic performance. Furthermore the high school curriculum as such seems to be of minor importance as compared to our study-skill-test. Comparable models could be developed and tested for freshmen in other faculties. They may help future students to evaluate their capacities with respect to a specific study in Higher Education during their process of vocational choice. More appropriate choices would imply, given constancy of criteria, lower failure rates of freshmen.

In hun boek *Studeren en Doceren aan het Hoger Onderwijs: Vakmanschap als Leeropdracht* geven Janssen en De Neve (1988, p. 142) een idee van de relatieve ongeschiktheid van eerstejaars Psychologie en Pedagogische Wetenschappen aan de K.U.Leuven: bijna veertig procent van hen behaalde in 1982-1983 nog niet eens veertig procent van de punten in de eerste examenperiode. Alhoewel onderhevig aan

fluctuaties (de slaagcijfers van deze eerstejaars in de eerste examenperiode varieerden in de periode 1963 tot en met 1986 van 19% tot 42%, mediaanwaarde 31%), blijkt dit geen op zichzelf staand gegeven te zijn. De uitkomsten van de proefexamens zes maanden voordien vertonen eenzelfde beeld. Met het oog op een verklaring van deze lage rendementscijfers is een nauwkeurige, wetenschappelijke analyse van het zich voltrekkende proces van studeren aangewezen. Dit probleem van de eerste kandidatuur is in Vlaanderen reeds vanuit een drietal invalshoeken benaderd. Men bestudeert slaagcijfers i.f.v. doorlopen vooropleiding secundair onderwijs (S.O.), men betreft er een testinstrumentarium bij en/of interviewt studenten, men poogt via een model van studeren de behaalde studieresultaten zo inzichtelijk mogelijk te verklaren. We expliciteren deze benaderingen op bondige wijze. De reden waarom we hier abstractie maken van analoog buitenlands onderzoek ligt in de geringe vergelijkbaarheid van respectieve onderwijssituaties: deze verschillen o.a. in zowel aanbod als niveau van de vooropleiding, in al dan niet plaats vindende eind-, c.q. ingangsexamens (met/zonder numerus fixus), in de voor slagen in het eerste jaar Hoger Onderwijs gebezigde criteria, ...

De Neve (1985) dichotomiseerde de gevolgde vooropleiding S.O. op grond van doorlopen vakkenpakketten in een A- (pakket klassieke talen, wiskunde en/of wetenschappen) en een B-afdeling (de nog resterende pakketten). Voor de studierichting Psychologie aan de K.U.Leuven bleek de kansverhouding van wel/niet slagen van studenten uit een A- tegenover een B-afdeling 5.09 tegen 1 te bedragen. Dergelijke gegevens, hoe belangrijk in sé, dragen geenszins bij tot een psychologische verklaring voor het lage rendement in het eerste jaar Hoger Onderwijs (H.O.).

De tweede invalshoek kenmerkt zich door haar exploratie en identificatie van o.m. psychologische correlaten met behaalde studieresultaten. De predictiestudie van het SOHO-project (Stinissen, 1987) reveleert een substantiële predictieve validiteit van intelligentie- en kennisvariabelen t.o.v. het studierendement ($R = .557$) in deze studierichting. Stinissen en Vander Steene (1980) vonden een door Janssen i.s.m. Vermaelen (1974) ontwikkelde studeervaardigheidsproef in relatief hoge mate predictief valide: de uitslagen op deze proef vertoonden een r van .42 met het procent punten in de juli-zittijd. Ook studiemethode en academische zelfestimatie blijken — weliswaar in een postdictie-benadering met behulp van interviews — betekenisvolle determinanten van het studierendement (Van Overwalle, 1989). Correlationele gegevens,

hoe wezenlijk ook, bieden echter in sé een onvoldoende verklaring. Vanuit dit inconveniënt groeide een derde invalshoek.

Lacante (1981) construeerde als eerste een model ter verklaring van studieresultaten bij eerstejaars-generatiestudenten Psychologie. Via multiple regressie-analyse kan zij 31% van de criteriumvariantie identificeren ($R = .56$); intelligentie en inzet bleken de hoogste verklarende inbreng te hebben ten overstaan van de procentuitslag in de eerste zittijd. Decruyenaere (1986) breidde dit model uit met inhoudelijke voorkennis, studiestrategieën, studiebelevingen, perceptie van examen-eisen en prestatiemotivatie. Via LISREL kon zij 46,6% van de totale variantie in analoge criteriumuitslagen verklaren. Haar belangrijkste beïnvloedende factoren waren inhoudelijke voorkennis, inzet, intrinsieke motivatie, prestatie motivatie en intelligentie.

Dit construeren van modellen inzake cognitieve activiteiten wordt door Salomon (1989, p. 3) bij wijze van analogon met de technologie „the third mode of science” genoemd: i.e. „Not only observation and not only hypothesis testing but also the actual creation and simulation of existing and hypothetical worlds. One does not study a galaxy or the biological balance in the body; one creates them”. Het opzet van deze bijdrage is de drie benaderingswijzen te integreren. We wensen aldus de predictieve waarde van enerzijds de vooropleiding S.O. en anderzijds een testinstrumentarium inzake studeervaardigheden te incorporeren in een verklaringsmodel van studeren. Onze betrachting is via de constructie van een nomologisch netwerk hun beider eigenheid af te lijnen als verklaring voor behaalde studieresultaten; dit impliceert het ontwikkelen van hun nomologische validiteit. Campbell (1960, p. 547) typeert deze laatste als een eigen concretisatie van constructvaliditeit. Bij trekvaliditeit postuleert men voor de verklaring van testgedrag een bepaalde persoonlijkheidstrek of geschiktheidsdimensie als relatief op zichzelf staande „constructs”. In geval van nomologische validiteit wordt testgedrag verklaard op basis van een theorie waarbinnen een aantal begrippen en relaties tussen die begrippen fungeren, die in het ideale geval alle empirisch gefundeerd worden.

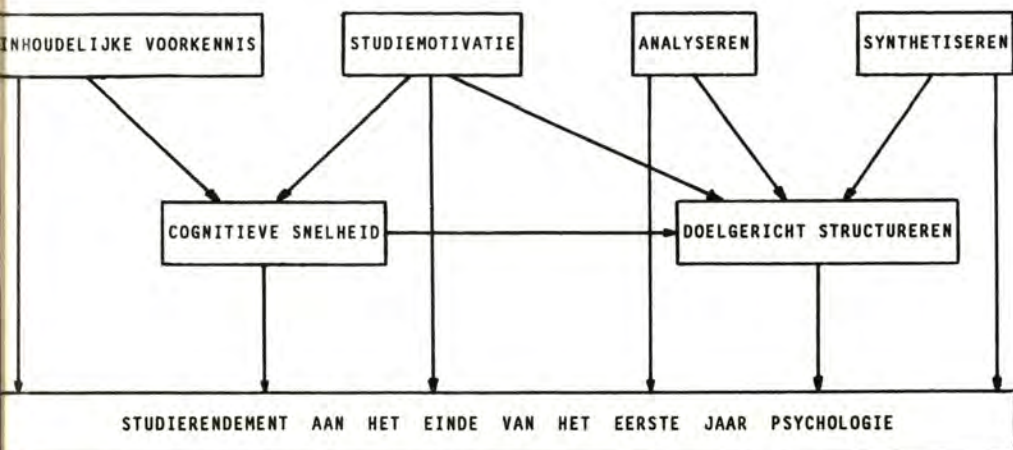
De academische prestatie van een student wordt in onze mede door de modelmatige analyses van Lacante (1981) en van Decruyenaere (1986) geïnspireerde benadering van studeren geacht functie te zijn van een viertal in hun werking op elkaar betrokken factoren: inhoudelijke voorkennis, studiemotivatie én formele studeercapaciteiten in termen van zowel cognitieve snelheid als efficiënt intelligentiegebruik. Ze zijn geoperationaliseerd in een door ons ontwikkelde nieuwe variant van

studeervaardigheidsproef, bij de uitwerking waarvan een door Janssen en De Neve (1988, p. 53) ontwikkeld model van studeren als *integratie van denken en leren op basis van de motivatie* als referentiekader is gebezigd. Daarin fungeren allereerst drie op elkaar af te stemmen denkcomponenten, te weten analyseren (denken in de diepte), synthetiseren (denken in de breedte) en structureren (probleemoplossend plannen en beslissen). De eerste twee denkcomponenten zijn varianten van „deep-level learning” (Marton & Säljö, 1976), die we in Sternbergs triarchische theorie inzake intelligentie terugvinden als de denkprocessen selectief coderen en selectief combineren (Sternberg, 1985). Selectief coderen betreft het scheiden van relevante en irrelevante informatie in een zich aandienend probleem, het onderkennen wat oorzaak is van welk gevolg in een voorhanden situatie. Selectief combineren is het op coherente wijze kunnen samenbrengen van elementen die op het eerste zicht niet of niet duidelijk met elkaar in verband (lijken te) staan. Het leren voltrekt zich successief doorheen een drietal stadia: koppelen van nieuwe informatie aan reeds verworven cognitieve structuren („begrijpen”), transformatie van dat beschikbaar kennisgeheel tot die nieuwe, nog complexer structuur („doelgericht herstructureren”) én het op basis van herhaling, toepassing en oefening ontwikkelen van een beginnende expertise inzake de verwerkte informatie („functioneren als beginnend expert”). Dit laatste laat op zijn beurt begrijpen van nieuwe, tot dan mogelijks nog te moeilijke, informatie toe; daarmee is meteen de factor voorkennis in dit leren als proces van gericht veranderen gesitueerd. De integratie van dit denken en leren concretiseert zich nadrukkelijk in de transformatiefase, waarin de nieuwe informatie zoals begrepen op substantiële wijze dient gekoppeld te worden aan het reeds voorhanden kennisbestand; dat impliceert werkzaamheid van het vermelde drietal denkcomponenten.

De proef werd geconcipieerd als een excursie doorheen het domein van mijn toekomstige studie (i.c. Psychologie). Gedurende twee uren maken de studenten a.h.w. een door de auteurs uitgestippelde „wandeling” doorheen respectievelijke onderdelen (teksten) van dit „domein”. Na elke tekst worden vragen aan de studenten ter oplossing voorgelegd. Wanneer de voor deze excursie beschikbare tijd verstreken is, inventariseren we waar iedere student(e) gekomen is; de een heeft de ganse excursie in het voorziene tijdsbestek doorlopen, waar een ander nog niet halverwege gekomen blijkt. Dit tijds- en per definitie dus snelheidsgebonden karakter van de proef wil de weerspiegeling zijn van de typische eigenheid van een academiejaar en van het feit dat een vooraf omschre-

ven hoeveelheid leerstof binnen het tijdsbestek van 9 maanden dient te worden verwerkt. Wie dus sneller doorheen de excursie (de leerstof) vordert en van accurate oplossing van deze vragen blijk geeft, wordt verondersteld studeervaardiger te zijn dan wie daar niet in slaagt. Maar ook wie slechts halverwege is geraakt, kan desondanks toch blijk gegeven hebben van beheersing inzake de voor dit studeren evenzeer relevant geachte processen als analyseren en synthetiseren. De daarop af te stemmen maten registreren students „observatiezin” onderweg, resp. in de diepte (analyseren, c.q. selectief coderen) én in de breedte (synthetiseren, c.q. selectief combineren). In een nadien afgenomen, maar niet van tevoren aangekondigd gesloten-boek examen peilen we wat iedere student(e) van de excursie opgestoken heeft, c.q. in welke mate hij/zij met dit opgebouwde kennisbestand kan werken.

Het — via desbetreffende metingen binnen deze studeervaardigheidsproef — te toetsen nomologisch netwerk laat zich als volgt schematiseren (cf. Figuur 1). De processen analyseren (selectief coderen) en synthetiseren (selectief combineren) dragen bij tot doelgericht structureren. De voorhanden inhoudelijke voorkennis beïnvloedt eveneens dit doelgericht structureren én de snelheid waarmee nieuwe leerstof kan verwerkt worden. De motivatie voor dit welbepaalde studiedomein (i.c. de Psychologie) kan een faciliterende invloed hebben op de formele studeercapaciteiten. De snelheid van verwerking draagt bij tot het doelgericht structureren. Alle vernoemde processen worden veronder-



Figuur 1. Schematische voorstelling van het causaal model (de lijnen geven verwachte effecten aan).

steld een invloed uit te oefenen op het functioneren als beginnend expert, m.a.w. op het studierendement aan het einde van het eerste jaar, dat we als criterium bezigen.

Onze *centrale onderzoeksvraag* betreft de nomologische validiteit van een studeervaardigheidsproef en de doorlopen vooropleiding S.O. ten opzichte van slagen op het niveau eerste kandidatuur in de eerste examenperiode ten einde inzicht te verwerven in de complexe relatie(s) tussen de predictorvariabelen en het studierendement. Aansluitend wensen we nog op *twee concrete vraagstellingen* te antwoorden. 1. Kunnen verschillen in vooropleiding via een post-factum model geïdentificeerd worden vanuit de variantie in beheersingsgraad van bepaalde studeervaardigheden? En zo ja, welke zijn dan die vaardigheden die discrimineren tussen deze vooropleidingen in hoofde van studenten? 2. Welke predictieve en nomologische validiteit heeft een studeervaardigheidsproef zelf ten opzichte van het studierendement in de juli-zittijd?

METHODE EN RESULTATEN

1. Procedure en variabelen

We beschrijven achtereenvolgens de proefgroep, het geconstrueerde onderzoeksmateriaal, de doorgevoerde statistische analyses en tenslotte de op basis daarvan te hanteren variabelen.

Subjecten

In de eerste week van het academiejaar 1986-1987 werden alle eerstejaars Psychologie aan de K.U.Leuven die het daaraan voorafgaande jaar nog S.O. volgden, verzocht hun medewerking te verlenen aan onderhavig onderzoek. Deze proefgroep bestond uit 169 studenten (46 mannen en 123 vrouwen). De statistisch-anonieme verwerking van de onderzoeksgegevens werd hen gegarandeerd.

Onderzoeksmateriaal

De subjecten kregen twee uren om een studeervaardigheidsproef, als stilleesproef bestaande uit 10 teksten met bijhorende meerkeuzevragen, te verwerken. De inhoud van de teksten van de studeervaardigheidsproef, deels afkomstig uit voorgaand onderzoek (Vermaelen, 1974), werd zo inhoudsvalied mogelijk geconcipieerd ten overstaan van beide kandidaturen Psychologie als geheel (Minnaert, 1988, p. 27-29). Thema's uit de verschillende domeinen van de psychologie en uit de hulpwetenschappen (met name de wijsgerige en fysiologische) komen

aldus aan bod (Tabel 1). De eerste, derde en vijfde tekst behoren inhoudelijk tot de psychologievakken. De tweede tekst representeert de hulpwetenschap fysiologie en de vierde tekst is filosofisch qua inhoud. De teksten F t.e.m. J zijn het evenbeeld van de eerste vijf: Teksten A en F bespreken opzet en resultaten van een experiment. Fysiologische leerinhouden komen zowel in tekst B als in tekst G aan bod. Kennis en toepassingen van statistische maten voor centrale tendentie worden aangebracht en bevraagd in teksten C en H (waarin o.m. de gemiddelde groeiversnelling dient berekend). Filosofische concepten worden ter studie voorgelegd in teksten D en I. Interindividuele verschillen tussen mensen worden in teksten E en J behandeld. Bij alle teksten worden een aantal vragen met viervoudige antwoordkeuze gesteld. Vanaf de tweede tekst wordt daarenboven kennis van de voorgaande tekst(en) ipso facto als verworven verondersteld; de teksten (én de vragen) zijn m.a.w. hiërarchisch opgebouwd en vergen een diepgaande verwerking in de gepresenteerde volgorde. De vragen peilen naar de mate waarin de student(e) snel doorheeft waarover het gaat, dan wel kan analyseren, dan wel door het [binnen en buiten de betreffende tekst] synthetiseren van gegevens — die op eerste zicht niet zo duidelijk met elkaar in

Tabel 1. — *Overzicht van de Teksten in de Stilleesproef*

Tekst en titel (omvang in aantal lijnen)	referentiecursus*	aantal vragen in	
		tekst	examen
A. Het experiment in de psychologie (39)	Alg. en exp. psychologie (1° kan)	6	3
B. Het visueel systeem (38)	Neurofysiologie (1° kan)	7	3
C. Statistische maten voor centrale tendentie (34)	Psychologische statistiek (1° kan)	10	3
D. Wetenschapsleer (45)	Logica en wetenschapsleer (1° kan)	8	4
E. Persoonlijkheid (48)	Differentiële psychologie (2° kan)	10	5
F. Twee experimenten i.v.m. sociaal gedrag (40)	Sociale psychologie (2° kan)	8	2
G. Slaap- en waakmechanismen (40)	Psychofysiologie (2° kan)	9	2
H. De groeiversnelling van de adolescent (30)	Ontwikkelingspsychologie (1° kan)	7	3
I. Rationalisme en empirisme (48)	Fundamentele wijsbegeerte (1° kan)	6	2
J. Verdedigingsmechanismen (46)	Psychopathologie (2° kan)	9	3

* in studieprogramma kandidaturen Psychologie aan de K.U.Leuven

verband staan — een probleem kan oplossen. De proef wordt bijgevolg gekenmerkt door het voorkomen van „speed” én „power” in de opdrachten.

Aan het begin van het derde uur evalueerden de subjecten — aan de hand van een vijfpuntschaal — de inmiddels bestudeerde teksten op relevantie (interesse) en moeilijkheidsgraad. Daarna werd hen als een soort kwis een algemene informatieproef gepresenteerd. Deze betrof in eerste instantie een peiling naar voorhanden voorkennis inzake psychologie in het algemeen en inzake dit studieprogramma in het bijzonder. Pas daarna konden de studenten de specifieke informatieproef aanvaatten: i.e. een soort gesloten-boek examen met meerkeuzevragen over wat zij zich „op wat langere termijn” en onaangekondigd blijken te herinneren van de in de stilleesproef bestudeerde leerinhouden. De totale duur van de onderzoekssessie bedroeg drie uren.

Verwerkingsplan

Vanuit datareductionistische overwegingen met het oog op een scherpe aflijning van de begripsvaliditeit van de binnen elke proef te hanteren variabelen enerzijds en vanuit de daaruit af te leiden noodzaak om daarvan homogene meetschalen te maken anderzijds, werden de items in elk van de drie subproeven van deze studeervaardigheidsproef aan een hoofdfactorenanalyse onderworpen met rotatie volgens Kaisers varimaxcriterium. Voor de schatting van de communaliteiten maakten we gebruik van de hoogste correlatiecoëfficiënt in absolute waarde van de betrokken variabele in de geobserveerde intercorrelatiematrix (Delbeke, 1986). Zo zijn in elke subproef eerste itemselecties doorgevoerd. Aan de hand van het computerprogramma GULITAN (Verhelst & Vander Steene, 1972) werden daaruit aansluitend alsnog ondoelmatig blijkende items geëlimineerd; dit tot het verkrijgen van een psychometrisch aanvaardbare inter-item-standvastigheid per ontwikkelde meet-schaal (cfr. Tabel 2). De voor sommige schalen wat laag uitvallende inter-item-standvastigheid zou het gevolg kunnen zijn van het gecombineerd voorkomen van „speed” en „power” in onze proeven (Gulliksen, 1958).

Ter realisatie van een modelmatige analyse van het studierendement deden we aansluitend beroep op „causal modeling” (Asher, 1976). We maakten daarbij gebruik van het computerprogramma LISREL (Jöreskog & Sörbom, 1981) en assumeerden dat er een causale structuur bestaat tussen de variabelen in het model. Deze LISREL-modelformulering laat zich in twee delen onderscheiden: het meetmodel en het

structurele vergelijkingsmodel. Door toedoen van het eerste model specificeren we hoe de latente variabelen of hypothetische constructen gemeten worden door de geobserveerde variabelen; het tweede verduidelijkt de causale relaties tussen de variabelen en beschrijft de causale effecten ervan. De identificeerbaarheid van het model is afhankelijk van de specificatie der parameters in de desbetreffende modelmatrices (Jöreskog, 1973). Daar we geen vergelijking nastreven tussen verschillende subgroepen, noch met andere populaties, is het volgens Wiley (1973) en Sörbom (1978) aanvaardbaar om de ML-schattingsprocedure voor de parameters te laten geschieden op basis van de steekproefcorrelatiematrix. Indien zou blijken dat het geschatte model na de parameterschatting niet geschikt bevonden wordt om de geobserveerde gegevens te verklaren, maken we gebruik van „modification indices”; deze genereren immers een antwoord op de vraag hoe het model alsnog beter bij de gegevens passen kan (Delbeke, 1986).

Te hanteren variabelen

Er werden drie meetschalen ontwikkeld binnen deze in maximaal twee uren te verwerken STIL leesproef (zie Tabel 2): nl. de SNELheid van cognitieve verwerking, het selectief CODERen en het selectief COMBineren. SNELSTIL registreert de snelheid, accuraatheid en flexibiliteit waarmee een student zich nieuwe leerinhouden binnen dit welomschreven tijdsbestek kan eigen maken. De twee andere schalen peilen naar respondents' vaardigheid in probleem-oplossende denkprocessen in de omgang met „novelty”: we hebben ze naar analogie met Sternberg (1985) selectief CODERen en selectief COMBineren genoemd.

Ter verduidelijking van de eigenheid van deze drie itemsoorten presenteren we graag van elk een voorbeeld; we gaan er daarbij van uit dat de lezer onze bijdrage tot op dit punt al studierend heeft benaderd. De reden voor het feit dat we hier geen items uit de studieproef zelf aanbieden ligt o.m. in haar hiërarchische opbouw, in zich manifesterende betekenisdeficiënties wanneer zulke items uit hun context worden gelicht, én in het feit dat de lezer zo hun eigenheid onvoldoende „aan den lijve” ervaren kan.

1. Het construeren van modellen inzake cognitieve activiteiten wordt bij wijze van analogon „the third mode of science” genoemd door
(a) Asher. (b) Campbell. (c) Salomon. (d) Sternberg.
2. Het „power”-aspect van onderhavige stilleesproef is toe te schrijven aan
(a) het welomschreven tijdsbestek ter verwerking van de teksten.
(b) de hiërarchische opbouw van de leerinhouden in de teksten.
(c) de inhoudsvaliditeit van de teksten t.o.v. het criterium.
(d) de diepgang waarmee de teksten dienen begrepen te worden.

3. Deskundigen uiten soms bezwaren tegen de potentiële dubbelzinnigheid van meerkeuze vragen. Op welke wijze zijn de auteurs van deze studeervaardigheidsproef dit probleem uit de weg gegaan?
 - (a) Via de ontwikkeling van nomologische validiteit.
 - (b) Via de constructie van inhoudsvaliede studieteksten.
 - (c) Via de ML-schattingsprocedure bij LISREL.
 - (d) Via de constructie van homogene meetschalen.

Item 1 is een SNELSTIL-opgave en impliceert aandachtige lezing van de gepresenteerde tekst (c). Dit item kan een wat verkeerde indruk wekken die best meteen rechtgezet wordt. SNELSTIL bundelt opgaven die na aandachtige lezing „vrij snel” op te lossen zijn, eventueel na herlezen (wat tijd vergt!) van de betreffende tekst. Daar de studenten interindividueel verschillen inzake deze vaardigheid, lokaliseren relevante SNELSTIL-items zich factoranalytisch op het *einde* van de proef. Dit verduidelijkt hun contextuele situering én de expliciete benaming van deze schaal als SNELSTIL. Item 2 is een CODESTIL-opgave; beantwoording ervan vergt doorzicht in elk van de alternatieven én beoordeling ervan op basis van aldus blijkende relevantie (b); je moet er als lezer- wandelaar even nadrukkelijk bij blijven stilstaan. Van de alternatieven in item 3 — de inhoud van de stam wordt als zodanig niet in voorgaande tekst ter sprake gebracht — kan er slechts één zinvol gecombineerd worden met de vraag (d); beantwoording ervan vergt een voldoende breedteperspectief. De items van deze CODE- en COMBSTIL-opgaven lokaliseren zich over *heel* de proef. De duiding van dit drietal voorbeelditems blijft uiteraard tentatief, zolang deze niet getoetst kan worden aan het feitelijk antwoordgedrag van onze lezers (reden waarom factoranalyse aan de basis ligt van de ontwikkeling van deze schalen).

De Algemene InformatieProef (IPA) liet ons toe drie metingen inzake voorkennis te ontwikkelen (zie Tabel 2): resp. ALgemene ONtwikkeling inzonderheid m.b.t. de psychologie (ALONIPA), de WETenschappelijk-TERminologische voorkennis (WETEIPA) en de programmaspecifieke en INFOrmatieve voorkennis m.b.t. de universiteit in het algemeen, de psychologie en haar historiek in het bijzonder (INFOIPA). Onderstaand drietal items, resp. 104, 127 en 106 in de „kwis” met vijfvoudige antwoordkeuze (het vijfde alternatief was toegevoegd om studenten duidelijk te maken dat zij niet verondersteld werden al deze vragen correct te beantwoorden), concretiseert elk van deze metingen:

104. Het begrip „response” heeft in de psychologie verschillende betekenissen. Eén van onderstaande is echter niet juist:
 - (a) antwoord.
 - (b) reactie.
 - (c) reflex.
 - (d) stimulus.
 (e) „nog nooit van gehoord; nog nooit mee te maken gehad!”.
127. In de experimentele psychologie wordt veel met dieren gewerkt. Zo is Pawlow be- kend om zijn proeven met
 - (a) apen.
 - (b) honden.
 - (c) duiven.
 - (d) katten.
 (e) „nog nooit van gehoord; nog nooit mee te maken gehad!”.

106. Iemand die psychiater wil worden,
- (a) studeert eerst psychologie en doctoreert dan in de psychologie.
 - (b) studeert eerst klinische psychologie en dan de specialisatiejaren aan de faculteit geneeskunde
 - (c) studeert eerst geneeskunde en dan klinische psychologie.
 - (d) studeert eerst geneeskunde en dan de specialisatiejaren aan de faculteit geneeskunde.
 - (e) „nog nooit van gehoord; nog nooit mee te maken gehad!”.

De beantwoording van item 104 doet beroep op algemene voorkennis (ALONIPA). Uit de onderlinge betekeniscongruentie van de alternatieven a, b en c kan men zelfs afleiden dat „stimulus” het juiste antwoord moet zijn. Item 127 (WETEIPA) vergt begrip van de notie „experimentele” en veronderstelt enige kennis van de „lievelingsdieren” van vooraanstaande experimentatoren als Pawlow(hond), Skinner(duif), Köhler(aap), ... Een correcte beantwoording van item 106 veronderstelt programma-specifieke kennis van de curricula psychologie en geneeskunde; als zodanig toetsen INFOIPA-items het al dan niet opgedaan hebben van (voldoende) kennis die principieel voorafgaat aan een verantwoorde studiekeuze.

Analyse van de specifieke informatieproef (het onaangekondigd „examen”, IPE) leidde tot twee schalen. De eerste peilt de SNELheid der cognitieve verwerkingsprocessen met inbegrip van het vlot kunnen integreren van verschillende leerinhouden uit afzonderlijk aangeboden teksten (SNELIPE). De tweede schaal registreert verschillen in het op Lange Termijn kunnen FUNCTIONEREN (LTFUIPE) inzake de bestudeerde leerinhouden van de stilleesproef, nl. zowel reproductief-nauw-

Tabel 2. — *Overzicht van de Ontwikkelde Meetschalen, hun Inter-Item-Standvastigheid en hun Psychologische Interpretatie*

Proef	Schaal	Psychologische interpretatie	n*	KR-8
STILlesproef	SNELSTIL:	cognitieve SNELheid van verwerking	17	.86
	CODESTIL:	selectief CODEren, analyseren	18	.70
	COMBSTIL:	selectief COMBIneren, synthetiseren	13	.67
InformatieProef Algemeen	ALONIPA:	ALgemene ONTwikkeling m.b.t. psychologie	14	.70
	WETEIPA:	Wetenschappelijk-TERminologische voorkennis	9	.65
	INFOIPA:	INFOrmatieve en programma-specifieke voorkennis	8	.70
InformatieProef 'Examen'	SNELIPE:	SNELheid en integratie van verwerkings- processen	8	.77
	LTFUIPE:	op Lange Termijn kunnen FUNCTIONEREN	14	.73

* n = aantal items

keurig (bij items die blijkbaar een nauwkeurige voorafgaande analyse van de teksten vergen) als (re)constructief-redenerend (bij vragen die varianten zijn van COMBSTIL-items).

De EVALuatieve beoordeling van de gewekte Interesse door de tekst SOCiale psychologie (EVAISOC) en de tekst DIFferentiële psychologie (EVAIDIF) vormen metingen van ervaren relevantie.

Voor de kwantificering van de variabele „gevolgde Richting in het S.O.” deden we beroep op de in het SOHO-onderzoek (Stinissen, 1987, p. 187-192) bekomen resultaten van „optimal scaling” (Overall & Woodward, 1977). Deze aan een discriminantanalyse partieel analoge methode transformeert een categorische variabele (type vooropleiding) in een continue en brengt daarbij een zo groot mogelijke differentiatie teweeg tussen de geslaagden en de niet-geslaagden. We opteerden voor de gestandaardiseerde gewichten van de samengevoegde richtingen van het S.O., zoals deze berekend werden voor de subgroep humane wetenschappen. Tabel 3 reveleert in deze context een negatief RISOHO-

Tabel 3. -- *Gestandaardiseerde RISOHO-Gewichten voor Humane Wetenschappen (N=820) per Richting S.O. (Stinissen, 1987, p. 191)*

richting S.O.	type1	specificatie richting S.O. type2	RISOHO- gewicht
1. KT6/10	KL. Talen 6/8 of 10 u	Latijn-Grieks	.450
2. KT/WIS	Wisk 6 u + Kl. Talen 4 u	Latijn-Wiskunde	.409
3. KT/WET	Natuurwet. + Kl. Talen 4 u	Latijn-Wetenschappen	.245
	Kl. Talen 4/6 u + Wet. 5/6 u		
4. KT/WIS/WET	(uitsl. in type 1)		.158
5. WIS (zonder KT of WET)	Wisk 6/8 u	Wetenschappelijke A	.110
6. WIS/WET	Industrieel-wetensch.		.084
	Natuurwetenschappen + Wisk 6/ 8		
	Wisk 6/8 u + Wet 6 u		
7. MT/KT	Mod. Talen + Kl. Talen 4 u		-.077
	Kl. Talen 4/6 u + Mod. Talen		
8. Lo-Do	Lich. Opv. en sport-doorstro.		-.130
9. WET (zonder KT of WIS)	Natuurwetenschappen	Wetenschappelijke B	-.148
10. DIENSTBETOON	Bijzondere jeugdzorg	Verpleeg-aspirant	-.188
11. HANDEL	Boekhouden, secretariaat	Handel, secretariaat	-.248
12. ECON.WET.	Bedrijfs-economische	Economische	-.266
13. MT (zonder KT)	Moderne Talen		-.319
14. SOC.WET.	Psychosociale Wetenschappen	Menswetenschappen	-.441

gewicht voor alle richtingen die De Neve (1985) bij de B-afdelingen onderbracht: in het type 2 zijn dit o.a. Economische en Menswetenschappen; in het type 1 betreft dit o.a. Moderne Talen, Psychosociale Wetenschappen en Bedrijfseconomische.

Als operationalisatie van de criteriumvariabele academisch succes en studierendement werd geopteerd voor de PROcentuele uitslag in de Juli- zittijd (PROJ). Dit criterium is als resultaat van studeren in se voldoende objectief en betrouwbaar (het gaat immers om een totaal-score over alle vakken tezamen). Het is de best mogelijke „overall rating” die voor effectieve studeervaardigheidsverschillen tussen eerstejaars te construeren valt. Het is daarom ook in reeds vermelde Leuvense studies gehanteerd.

2. Statistische analyse van het meetmodel

Modelspecificatie

De snelheidsschalen van de stilleesproef (SNELSTIL) en het examen (SNELIPE) beschouwen we als indicatoren van de formele studeercapaciteit snelheid (latente factor KSI1). De efficiëntie in het intelligent gebruik van studeercapaciteiten (KSI2) manifesteert zich in de vaardigheden analyseren (CODESTIL), synthetiseren (COMBSTIL), op lange termijn kunnen functioneren (LTFUIPE); we achten deze bovendien — als een geleerd hebben hoe te leren — functie van de doorlopen vooropleiding (RISOHO). De voorkennisschalen (ALONIPA, WETEIPA en INFOIPA) worden als indicatoren van de inhoudelijke voorkennisfactor (KSI3) opgevat. De evaluatieve interesseratings van twee vakspecifieke teksten beschouwen we als metingen van de motivatie om Psychologie te gaan studeren (KSI4).

Alle andere ladingen van de lambda-matrix (i.e. de matrix met de factorladingen) worden gefixeerd op nul. We leggen geen orthogonaliteitsrestrictie op aan de Φ -matrix (i.e. de matrix met de intercorrelaties tussen de factoren), daar we uit andere onderzoeken (Lacante, 1981; Decruyenaere, 1986) leerden dat de latente factoren wel degelijk kunnen intercorreleren.

Door de specificatie van de x - en de KSI-variabelen genereren we volgende standaardmodellformulering (Jöreskog & Sörbom, 1981):

$$x = \text{lambda}_x \text{ KSI} + \delta \quad (1)$$

Na het specificeren van de parametermatrices lambda_x , ϕ en Θ_δ toetsen we de nulhypothese dat een perfect eenvoudige structuur, waarbij het

gaat om groepsfactoren die eventueel onderling gecorreleerd zijn, mogelijk is.

Modeltoetsing

De ML-oplossing van het meetmodel bevindt zich in Tabel 4, waarin de gefixeerde parameters van een sterretje zijn voorzien. Een eerste maat voor „goodness-of-fit” is de χ^2 -statistiek: deze bedraagt 36.37 (vg = 38; $p = .545$). De kans dat onder de voorwaarden gesteld in de nulhypothese een χ^2 geobserveerd kan worden gelijk aan of groter dan 36.37 is gelijk aan .545. Het gegeven model blijkt dus geschikt om de intercorrelatiematrix der geobserveerde gegevens te verklaren. De fit-indices zijn behoorlijk: de GFI bedraagt .961, de AGFI .933 en de RMR .046. De totale determinatiecoëfficiënt voor de x-variabelen is .983. Deze maatstaf voor de betrouwbaarheid van het meetmodel geeft dus aan dat de x-variabelen een zeer adequate meting van de KSI-variabelen toelaten. De meest nauwkeurige indicatoren per KSI-variabele zijn resp. SNELIPE, LTFUIPE, INFOIPA en EVAISOC.

Tabel 4. — *De Maximum-Likelihood Oplossing van het Meetmodel* (voor alle cursief gedrukte waarden geldt minstens: $p < .05$)

	LAMBDA				Θ_s	ϕ				
	KSI1	KSI2	KSI3	KSI4		KSI1	KSI2	KSI3	KSI4	
SNELSTIL	.766	0*	0*	0*	.398	KSI1	1.000			
CODESTIL	0*	.654	0*	0*	.573	KSI2	.484	1.000		
COMBSTIL	0*	.344	0*	0*	.882	KSI3	.541	.583	1.000	
RISOHO	0*	.457	0*	0*	.791	KSI4	.197	.297	.067	1.000
ALONIPA	0*	0*	.440	0*	.806					
WETEIPA	0*	0*	.294	0*	.914					
INFOIPA	0*	0*	.523	0*	.726					
EVAISOC	0*	0*	0*	.788	.395					
EVAIDIF	0*	0*	0*	.456	.792					
SNELIPE	.877	0*	0*	0*	.231					
LTFUIPE	0*	.781	0*	0*	.390					
Maten van	chi ² = 36.37				vg = 38		p = .545			
‘goodness-of-fit’	GFI = .961				AGFI = .933		RMR = .046			

De factoren blijken onderling te correleren, getuige de geschatte correlatiecoëfficiënten in de ϕ -matrix. Enkel voor de geschatte correlatie tussen KSI3 en KSI4 (nl. .067 met standaardfout .153) is het redelijk deze gelijk te stellen aan nul. Met uitzondering van ϕ_{43} zijn alle

geschatte parameters in de modelmatrices significant verschillend van nul.

Een laatste methode ter beoordeling van de fit behelst de visuele inspectie van de genormaliseerde residuen: geen enkele daarvan is groter dan 2 in absolute waarde en de helling van de Q-plot is groter dan 45 graden. Men kan zich afvragen of een drie-factoren-oplossing wellicht beter is dan de hier ontwikkelde vier-factoren-oplossing: de door ons getoetste drie-factoren modellen blijken echter onvoldoende geschikt om de geobserveerde gegevens te verklaren.

3. Statistische analyses van de structurele vergelijkingsmodellen

Als aanloop tot de modelspecificaties en -toetsingen bespreken we eerst de correlaties van de betrokken variabelen met het studierendement (PROJ). We groeperen de predictorvariabelen zoals beschreven in het meetmodel. De Pearson-coëfficiënten voor de indicatoren van de factor formele studeercapaciteiten in termen van snelheid variëren van .27 tot .30 ($p < .001$); die voor de indicatoren van de factor efficiëntie in intelligentie-gebruik variëren van .20 tot .51 (mediaanwaarde .38; $p < .001$). Voor de factor inhoudelijke voorkennis — zoals door ons geregistreerd — constateren we iets lagere verbanden: nl. .15 ($p < .05$) à .27 ($p < .001$). De evaluatieve interesse-variabelen EVAISOC en EVAIDIF correleren respectievelijk bijna .31 ($p < .001$) en .23 ($p < .01$) met het studierendement.

We expliciteren achtereenvolgens de LISREL-modelformulering(en) voor de procentuele uitslag in juli (3a), voor de vooropleiding (3b) en voor het studierendement in termen van studeervaardigheid én vooropleiding (3c).

3a. Voor de uitslag in juli (PROJ)

Modelspecificatie. De modelformulering voor het in juli behaalde procent punten is een structureel vergelijkingsmodel voor direct geobserveerde variabelen, nl. 7 (exogene) x-variabelen en 4 (endogene) y-variabelen. Tot de groep der y-variabelen behoort niet enkel de criteriumvariabele PROJ, maar ook de variabelen SNELIPE, LTFUIPE en INFOIPA. Omwille van het tijdruimtelijke verschil tussen een „openboek” stilleesproef en een daarna te beantwoorden „gesloten-boek” examen, dat een meting beoogt van wat de studenten onaangekondigd nog onthouden hebben van de leerinhouden in de stilleesproef, veronderstellen we dat CODESTIL en COMBSTIL predictoren zijn van LTFUIPE en dat SNELSTIL een predictor is van SNELIPE. Tekst E

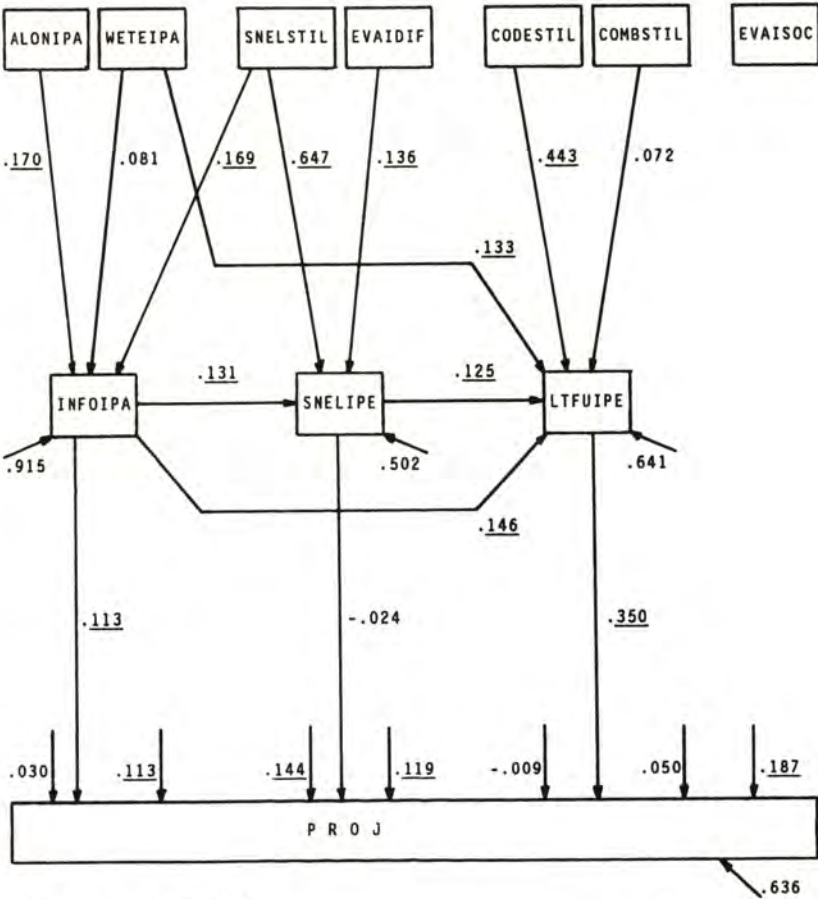
(Persoonlijkheid) vergt niet alleen de ontleding van een driedimensionele Figuur (nl. de kubus van Heymans), maar ook het begrijpen van een tamelijk omvangrijk aantal lijnen studiestof (i.c. 48). Daar de proef binnen een vast tijdsbestek moest afgewerkt worden en de meeste vragen in het examen refereren naar tekst E, gaan we er theoretisch van uit dat de beoordeling inzake deze tekst (EVAIDIF) een predictor van SNELIPE zou kunnen zijn. Onze theorie inzake studeren als proces impliceert dat de opbouw van (voor)kennis inzake Psychologie voorafgaat aan een verantwoorde keuze om Psychologie te gaan studeren. Bijgevolg veronderstellen we dat ALONIPA en WETEIPA predictoren zijn van INFOIPA. We zijn van mening dat voorkennis een invloed heeft op de snelheid waarmee nieuwe leerstof kan verwerkt worden en op het intelligent (her)structureren van de leerstofinhouden; vandaar veronderstellen we een invloed van INFOIPA op SNELIPE en op LTFUIPE. Alle variabelen worden geacht de criteriumvariabele PROJ te beïnvloeden.

Bij specificatie van x- en y-variabelen verkrijgen we een structureel vergelijkingsmodel dat als een speciale vorm van een „covariance structure model” kan aanzien worden (Long, 1983, p. 59-60). Er wordt enkel met geobserveerde variabelen gewerkt; latente factoren worden in de modelformulering niet opgenomen. Daaraan worden volgende beperkingen opgelegd inzake de vorm van de parametermatrices: $\lambda_{\delta x} = I$, $\Theta_{\delta} = 0$, $\lambda_{\delta y} = I$ en $\Theta_{\epsilon} = 0$. Het model betreft bijgevolg (Jöreskog & Sörbom, 1981):

$$y = By + \Gamma x + \text{PSI} \quad (2)$$

Alle modeltoetsingen en effect-analyses geschieden op basis van de onderzoeksgegevens van 161 i.p.v. 169 subjecten: 4 studenten legden nl. geen examens af en nog eens 4 andere studenten „haalden” 0%.

Toetsing. De ML-oplossing van het gepostuleerde model I ($\chi^2 = 21.23$; $vg = 15$; $p = .13$) geeft aan dat het model niet verworpen kan worden. Inspectie van de modificatie-indices en de genormaliseerde residuen laat een substantiële daling in χ^2 vermoeden, indien de restrictie van parameter γ_{11} (de causale relatie van SNELSTIL naar INFOIPA) zou opgeheven worden. De vrijlating betekent inderdaad een significante verbetering van model II t.o.v. model I ($\chi^2_1 - \chi^2_{11} = 21.23 - 16.55 = 4.68$; $vg_1 - vg_{11} = 15 - 14 = 1$; $p < .05$). Model II blijkt aansluitend nog voor verbetering vatbaar: nl. door de parameter γ_{35} (de causale relatie van WETEIPA naar LTFUIPE) vrij te laten. Het verschil in χ^2 -waarden tussen model III en II is significant,



Maten van „goodness-of-fit“

gekwadr. mult. corr. PROJ = .349
totale determ. coëff. = .686

$\chi^2 = 12.33$
vg = 13
p = .501

GFI = .987
AGFI = .932
RMR = .030

Figuur 2. De ML-oplossing van het structurele vergelijkingsmodel III voor PROJ (Voor alle onderlijnde waarden geldt minstens: $p < .05$).

Tabel 5. — Correlaties (r), Totale (TE), Directe (DE) en Indirecte (IE) Effecten van de Predictorvariabelen voor PROJ ($N = 161$)

	SNESTIL	CODESTIL	COMBSTIL	ALONIPA	WETEIPA	EVAISOC	EVAIDIF	INFOIPA	SNELIPE	LTFUIPE
r	.299	.279	.197	.148	.252	.308	.235	.270	.275	.490
TE	.184	.146	.075	.058	.173	.187	.122	.167	.019	.350
DE	.144	-.009	.050	.030	.113	.187	.119	.113	-.024	.350
IE	.040	.155	.025	.028	.060	0	.003	.054	.043	0

wat er op wijst dat het minder restrictieve model III nog meer „fit” bezit dan model II ($\chi^2_{II} - \chi^2_{III} = 16.55 - 12.33 = 4.22$; $vg_{II} - vg_{III} = 14 - 13 = 1$; $p < .05$). Model III (zie Figuur 2) blijkt niet meer verbeterd te kunnen worden. De GFI bedraagt .987, de AGFI .932 en de RMR .030. De Q-plot der genormaliseerde residuen benadert de gewenste verticale; in de bovenste helft van de Figuur is er hierop nog enige afwijking. Geen enkele van de genormaliseerde residuen is groter dan twee in absolute waarde, wat een specificatiefout in het model uitsluit.

Effect-analyse. De lineaire structurele vergelijking van PROJ bezit een gekwadeerde multiple correlatie van .349. Door toedoen van LISREL kunnen we dus bijna 35% van de variantie in het studierendement verklaren op basis van onze studeervaardigheidsproef. De totale determinatiecoëfficiënt voor de structurele vergelijkingen bedraagt .686.

In Tabel 5 presenteren we de effecten van de predictorvariabelen op de criteriumvariabele PROJ. In navolging van Jöreskog en Sörbom (1981, p. III. 37) en Long (1983, p. 49-50) drukken we de totale effecten (TE) uit als som van de directe (DE) en indirecte effecten (IE). De variabelen LTFUIPE, EVAISOC, SNELSTIL, INFOIPA, WETEIPA en EVAIDIF hebben een significante directe en totale invloed op het criterium. Hoe hoger men dus scoort op de net vermelde variabelen, des te hoger de criteriumuitslag zal zijn. De predictor CODESTIL oefent een significante indirecte invloed uit op PROJ via LTFUIPE. De vaardigheid selectief coderen (analyseren) heeft dus een wezenlijke impact op de procentuele uitslag in juli via het op lange termijn kunnen functioneren. Analytische studeervaardigheden hebben in se dus geen impact op dit studierendement, tenzij ze functioneren in een doelgerichte kennisontwikkeling; ze staan m.a.w. niet los van een inhoud die door de student als relevant moet ervaren worden.

Daarnaast noteren we een significante invloed van ALONIPA en SNELSTIL op de endogene variabele INFOIPA (cf. Figuur 2); d.w.z. hoe hoger men scoort voor algemene ontwikkeling inzake psychologie en voor cognitieve snelheid van verwerking, des te hoger de omvang van de programma-specifieke en informatieve voorkennis (studiekeuzecomponent) zal zijn. De variabelen SNELSTIL, EVAIDIF en INFOIPA oefenen een significante invloed uit op SNELIPE. De endogene variabele LTFUIPE wordt betekenisvol beïnvloed door CODESTIL, INFOIPA, WETEIPA en SNELIPE. Tot slot vermelden we dat er een significant indirect effect van SNELSTIL op LTFUIPE moet

bestaan. Het op lange termijn kunnen functioneren van eerstejaars-studenten wordt dus betekenisvol gedetermineerd door hun programma-specifieke en informatieve voorkennis (studiekeuze!), hun wetenschappelijk-terminologische voorkennis, hun snelheid (en integratie) van cognitieve verwerking der leerinhouden en hun selectief coderen (analyseren).

3b. Voor de vooropleiding (RISOHO)

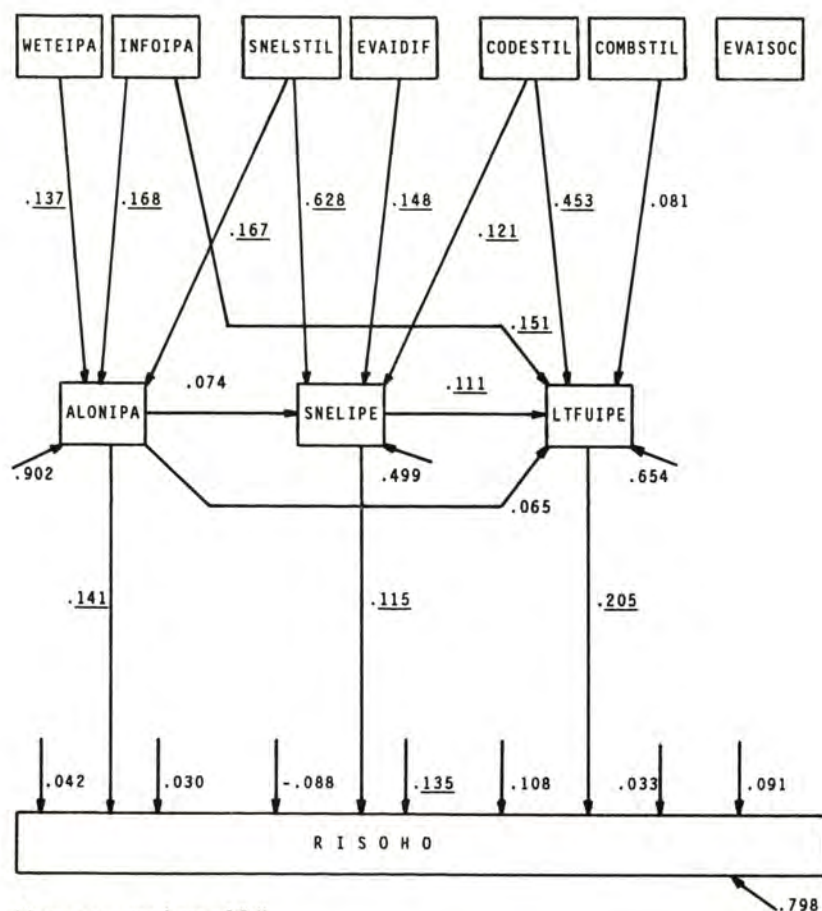
Het ontwikkelen van een modelformulering om verschillen in vooropleiding te kunnen verklaren in termen van verschillen in beheersingsgraad van bepaalde studeervaardigheden vergt enkele wetenschappelijke nuanceringen. Oorzakelijk gezien gaat het hier om een „omgekeerde” probleemstelling waarbij verschillen in studeervaardigheden functie zijn van verschillen in vooropleiding. Afhankelijk van de gevolgde richting S.O. hebben leerlingen immers in mindere of meerdere mate bepaalde studeervaardigheden verworven. Daarenboven beschikken we slechts over beperkte mogelijkheden om een LISREL-modelformulering op waarde te kunnen toetsen. Onze duiding van de ontwikkelde meetschalen in termen van studeervaardigheden t.o.v. de kandidaturen Psychologie geldt enkel als een momentopname. Ten tweede hebben we geen gewichten van de richtingen S.O. voor Psychologie alléén, maar enkel voor de groep der humane wetenschappen aan de universiteit. Ten derde beschikken we niet over maten voor de interindividuele verschillen inzake de in de doorlopen vooropleiding gemaakte vorderingen. Tot slot toetsten we geen opgedane schoolse kennis, maar ontwikkelden we schalen ter estimatie van de voorkennis Psychologie. Deze beperkingen in acht genomen, wensen we niettemin meer inzicht te ontwikkelen in de samenhang tussen studeervaardigheden en gevolgde richting S.O. via een post-factum modelformulering. Via deze „post”dictie benadering wensen we immers een reconstructie te maken van de effecten van factoren die de variantie in vooropleiding kunnen bepalen. Enkel op deze wijze kunnen we de X-variabele vooropleiding uit zijn „black box” halen. De omnivalentiewet van 1963 heeft een gelijkwaardigheid van verschillende vooropleidingen in het leven geroepen die de facto niet als een omni„potentie”wet kan geduid worden, zoals uit Tabel 3 reeds blijkt. Wij stellen ons daarenboven de vraag of dergelijke verschillen in „potentie” ook optreden wanneer we deze aankomende studenten aan eenzelfde studeervaardigheidsproef onderwerpen. Zo ja, dan wensen we deze te exploreren via een misschien niet zo gebruikelijke toepassing van LISREL. We zijn er ons van bewust dat

enkel een longitudinaal onderzoek (nl. via het beschrijven en verklaren van schoolloopbanen van Lager t.e.m. Hoger onderwijs) kan uitwijzen of studeervaardigheden de facto dit soort verschillen in vooropleiding verklaren, of een bepaalde vooropleiding gekozen wordt afhankelijk van dit soort vaardigheden, en of er al dan niet sprake is van een wederzijdse beïnvloeding. In dit laatste geval lijkt het interessant om het relatieve belang van beide stellingen te kunnen bepalen.

De correlaties tussen RISOHO en de schaalscores variëren van .14 (n.s.) tot .35 ($p < .001$); hun mediaanwaarde bedraagt .20 ($p < .05$). De aldus beperkt geregistreeerde verschillen in vooropleiding onderhouden een op 1%-niveau significant verband met de snelheid en integratie van cognitieve verwerking (SNEIPE) en een op 0.1%-niveau significant verband met selectief coderen (CODESTIL) en met het op lange termijn kunnen functioneren (LTFUIPE). De ervaren relevanties van resp. een tekst sociale én differentiële psychologie correleren beide .20 ($p < .05$) met RISOHO.

Modelspecificatie. In het structurele vergelijkingsmodel voor RISOHO werden 7 x-variabelen en 4 y-variabelen verdisconteerd. In tegenstelling tot het vergelijkingsmodel voor PROJ wordt ALONIPA nu een y-variabele op grond van haar psychologische samenhang met RISOHO. Uit de argumentatie voor de modelformulering voor PROJ deduceren we ook de causale invloed van INFOIPA op LTFUIPE. Bij specificatie van de x- en y-variabelen verkrijgen we eenzelfde mathematisch model als in 3a.

Toetsing. De ML-oplossing van het gespecificeerde model (I) reveleerde een significante χ^2 -waarde, ter aanduiding van een discrepantie tussen het vooropgestelde model en de geobserveerde gegevens ($\chi^2_1 = 23.60$; $vg = 14$; $p = .05$). Inspectie van de modificatie-indices inspireert ons tot het vrijlaten van de parameter γ_{11} , nl. de causale relatie tussen SNEIPE en ALONIPA. De ML-oplossing van het aldus bekomen model (II) biedt niet alleen een significante verbetering ten opzichte van het vorige ($\chi^2_1 - \chi^2_{11} = 23.60 - 18.98 = 4.62$; $vg_1 - vg_{11} = 14 - 13 = 1$; $p < .05$), maar komt nu wel behoorlijk overeen met de geobserveerde data matrix ($\chi^2_{11} = 18.98$; $vg_{11} = 13$; $p = .12$). Het vrijlaten van de parameter γ_{22} , nl. de causale relatie tussen CODESTIL en SNEIPE, voorspelt een aanzienlijke stijging in de fit van het model. Het opheffen van de restrictie $\gamma_{22} = 0$ betekent inderdaad een significante verbetering van model III ten opzichte van model II ($\chi^2_{11} - \chi^2_{111} = 18.98 - 14.68 = 4.30$; $vg_{11} - vg_{111} = 13 - 12 = 1$; $p < .05$).



Maten van „goodness-of-fit“

gekwadr. mult. corr. RISOHO = .199

totale determ. coëff. = .678

$\chi^2 = 14.68$

vg = 12

p = .259

GFI = .984

AGFI = .910

RMR = .029

Figuur 3. De ML-oplossing van het structurele vergelijkingsmodel voor de vooropleiding (RISOHO) (Voor alle onderlijnde waarden geldt minstens: $p < .05$).

Tabel 6. — Correlaties (r), Totale (TE), Directe (DE) en Indirecte (IE) Effecten van de Predictorvariabelen voor de Vooropleiding S.O. (N = 161)

	SNEILSTIL	CODESTIL	COMBSTIL	WETEIPA	INFOIPA	EVAISOC	EVAIDIF	ALONIPA	SNELIPE	LTFUIPE
r	.137	.264	.143	.141	.163	.196	.200	.194	.229	.349
TE	.026	.217	.049	.064	.089	.091	.156	.165	.138	.205
DE	-.088	.108	.033	.042	.030	.091	.135	.141	.115	.205
IE	.114	.109	.016	.022	.059	0	.021	.024	.023	0

Model III blijkt niet meer voor substantiële verbetering vatbaar. De ML-oplossing van dit model is weergegeven in Figuur 3. De χ^2 van 14.68 ($vg = 12$; $p = .26$) wijst er op dat model III beantwoordt aan het geobserveerde materiaal. De fit-indices zijn behoorlijk: GFI bedraagt .984, AGFI .910 en RMR .029. De residuen laten geen bronnen van gebrek aan fit detecteren. Het verschil in χ^2 tussen de „nested models” I en III is significant op het 2.5% niveau, wat impliceert dat het minst restrictieve model III beter bij de gegevens past dan het meest restrictieve model I ($\chi^2_I - \chi^2_{III} = 23.60 - 14.68 = 8.92$; $vg_I - vg_{III} = 14 - 12 = 2$; $p < .025$).

Effect-analyse. De gekwadrateerde multiple correlatie voor de lineaire structurele vergelijking van RISOHO bedraagt .199. Via LISREL verklaren we bijna 20% van de variantie in de kwantificering van de gevolgde richting in het S.O. De totale determinatiecoëfficiënt voor de structurele vergelijkingen bedraagt .678.

In Tabel 6 bundelen we de effecten van de predictorvariabelen op RISOHO; ook hier wordt onderscheid gemaakt tussen totale (TE), directe (DE) en indirecte effecten (IE). De belangrijkste totale effecten op RISOHO komen van de predictoren CODESTIL, LTFUIPE, ALONIPA, EVAIDIF en SNELIPE. Enkel voor CODESTIL loopt het effect gedeeltelijk direct en gedeeltelijk indirect via SNELIPE en LTFUIPE. De directe invloeden van LTFUIPE, ALONIPA, EVAIDIF en SNELIPE op RISOHO zijn significant. De invloed van SNESTIL op RISOHO is enkel indirect via ALONIPA en SNELIPE. We noteren de significante directe effecten van WETEIPA, INFOIPA en SNESTIL op de y-variabele ALONIPA (cf. Figuur 3). De variabele SNELIPE wordt betekenisvol beïnvloed door SNESTIL, EVAIDIF en CODESTIL. We zien een significante invloed van CODESTIL, INFOIPA en SNELIPE op LTFUIPE.

De verschillen in vooropleiding (zoals deze gehanteerd werden ter voorspelling van het studierendement in het eerste jaar humane wetenschappen in het SOHO-project) blijken — in concreto na afloop van de studeervaardigheidsproef — substantieel gedetermineerd te zijn door de voorkennis inzake Psychologie, door de snelheid van cognitieve verwerking, de leermotivatie en bovenal de effectiviteit van het intelligentiegebruik. Laatstvernoemde factor wordt bovendien gevoed door de formele studeercapaciteit snelheid en door de programma-specifieke en informatieve voorkennis. Verschillen in effectief gebruik van intelligentieprocessen zijn op lange termijn niet enkel functie van analytische en

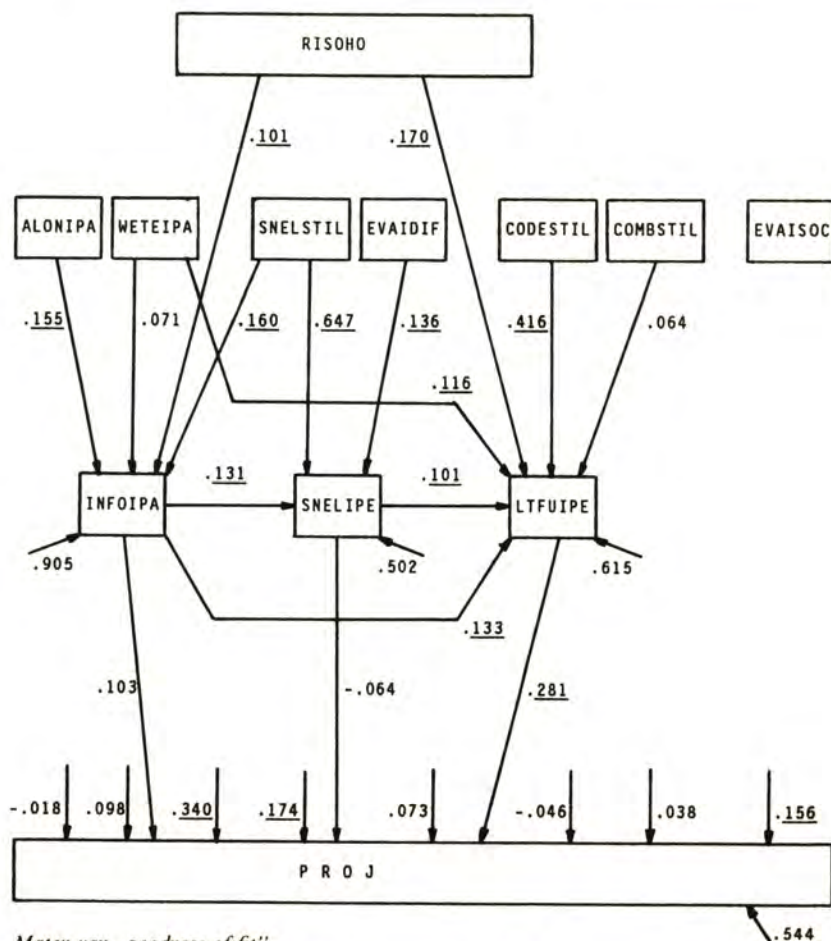
synthetische vaardigheden, maar ook van een snelle en doelgerichte uitbouw van het kennisbestand die conform blijkt met de gekozen studierichting in het H.O.

3c. Voor studeervaardigheid én vooropleiding

Modelspecificatie. Het gespecificeerde structurele vergelijkingsmodel III voor PROJ (cf. 3a) vormde het uitgangspunt bij de specificatie van onderhavige modelformulering. De opname van de variabele vooropleiding vergt enige toelichting. De SOHO-kwantificering van de doorlopen vooropleiding in het S.O. bleek tot op zekere hoogte ($R^2 = .20$) verklaard te kunnen worden in termen van verschillen in studeervaardigheden. Bijna 31% van de variantie in het studierendement kon op basis van een studeervaardigheidsproef verklaard worden. De vraag is welke informatie de doorlopen vooropleiding (RISOHO) als predictor-variabele nog kan toevoegen ter verklaring van het studierendement? Op grond van het meetmodel veronderstellen we dat RISOHO een predictor is van het op lange termijn kunnen functioneren (LTFUIPE). Daar RISOHO in se verband houdt met de reeds voorhanden zijnde kennis (cognitieve structuur, oriënteringsbasis) bij aanvang van een universitaire studieloopbaan, wordt een causale relatie van RISOHO naar INFOIPA mede verdisconteerd in onderhavig model. We postuleren ook een direct effect van RISOHO op het criterium. Inzake de vorm van de parametermatrices en de uiteindelijke modelformulering verwijzen we naar de modelformulering voor PROJ (cf. 3a).

Toetsing. In Figuur 4 representeren we de ML-oplossing van onderhavig model. De χ^2 bedraagt 11.69 met 14 vrijheidsgraden ($p = .631$). Hieruit mogen we afleiden dat het model niet in strijd is met het geobserveerde materiaal. De GFI en AGFI zijn tamelijk hoog, resp. .988 en .935. Een groot deel van de varianties en covarianties der variabelen worden door dit model verklaard. De RMR bedraagt .026. Inspectie van de modificatie-indices en van de genormaliseerde residuen laat niet toe bronnen van gebrek aan „fit” te detecteren.

Effect-analyse. De gekwadrateerde multiple correlatie voor het studierendement (inclusief RISOHO) bedraagt 45,3%. Dit betekent m.a.w. dat 45% van de variabiliteit in studierendement verklaard wordt op basis van de betrokken variabelen in de structurele vergelijking voor PROJ. De totale determinatiecoëfficiënt voor alle vergelijkingen samen bedraagt .748. In vergelijking met het vorige model (zonder RISOHO)



Maten van „goodness-of-fit“

gekwadr. mult. corr. PROJ = .453

totale determ. coeff. = .748

$\chi^2 = 11.69$

vg = 14

p = .631

GFI = .988

AGFI = .935

RMR = .026

Figuur 4. De ML-oplossing van het structurele vergelijkingsmodel voor PROJ (inclusief RISOHO) (Voor alle onderlijnde waarden geldt minstens: $p < .05$).

Tabel 7. — Correlaties (r), Totale (TE), Directe (DE) en Indirecte (IE) Effecten van de Predictorvariabelen (m.i.v. RISOHO) voor PROJ ($N = 161$)

	SNELSTIL	CODESTIL	COMBSTIL	RISOHO	ALONIPA	WETEIPA	EVAISOC	EVAIDIF	INFOIPA	SNELIPE	LTFUIPE
r	.299	.279	.197	.513	.148	.252	.308	.235	.270	.275	.490
TE	.173	.069	.056	.402	.003	.141	.156	.068	.135	-.035	.281
DE	.174	-.046	.038	.340	-.018	.098	.156	.073	.103	-.064	.281
IE	-.001	.115	.018	.062	.021	.043	0	-.005	.032	.029	0

constateren we dus een substantiële verbetering inzake verklaarde criteriumvariantie (nl. een winst van 10,4%).

Tabel 7 geeft de effecten van de predictorvariabelen op het criterium weer. De exogene variabelen RISOHO, SNELSTIL, EVAISOC en WETEIPA hebben een betekenisvol totaal effect (TE) op PROJ. Ook de endogene variabelen LTFUIPE en INFOIPA oefenen een substantiële invloed uit op het studierendement. Hoe hoger de score op elk van de vermelde variabelen, des te hoger de procentuele uitslag in juli. De predictor CODESTIL heeft ook in dit model een betekenisvolle indirecte (IE) inwerking op PROJ via LTFUIPE. De procescomponent selectief coderen vraagt om implementatie in een zich ontwikkelend kennisbestand: het kunnen scheiden van relevante en irrelevante informatie draagt als zodanig niet wezenlijk bij tot het studierendement, maar vergt integratie met relevant ervaren leerinhouden die inmiddels opgebouwd worden tot een cognitieve structuur.

We vermelden een betekenisvolle inwerking van ALONIPA, SNELSTIL en RISOHO op de endogene variabele INFOIPA (cf. Figuur 4). De variabelen SNELSTIL, EVAIDIF en INFOIPA beïnvloeden SNELIPE op betekenisvolle wijze. We bemerken een substantieel direct effect van CODESTIL, RISOHO, WETEIPA, INFOIPA en SNELIPE op LTFUIPE. In vergelijking met het hoger besproken model voor PROJ zien we hier dezelfde substantiële effecten terugkeren. We onthouden vooral de directe inwerking van de variabele vooropleiding op het studierendement en de indirecte invloed die deels verloopt via de voorkennis en deels via het op lange termijn kunnen functioneren. De gevolgde richting in het S.O. blijkt dus niet alleen de voorkennis inzake psychologie en de van daaruit te nemen studiekeuzebeslissing te beïnvloeden, maar ook de effectiviteit in het intelligentie-gebruik (bij het opbouwen van het kennisbestand) te mediëren.

DISCUSSIE

We zullen achtereenvolgens de centrale onderzoeksvraag en de twee concrete vraagstellingen beantwoorden. We ronden af met enkele kritische bedenkingen.

Centrale onderzoeksvraag

De hoofddoelstelling was het verklaren van verschillen in studierendement op het niveau van een eerste kandidatuur Psychologie aan de hand van een studeervaardigheidsproef en de vooropleiding. Daartoe construeerden we een structureel model dat de geobserveerde

onderzoeksgegevens tot op zekere hoogte kadert in een beginnende theorie inzake studeren. Via LISREL verklaren we aldus 45,3% van de variantie in het studierendement. Dit resultaat doorstaat de vergelijking met beide voorgaande analyses glansrijk. Lacante (1981) kan via pad-analyse, gebaseerd op multiple regressie-analyses, 31% van de variantie in studieprestaties verklaren. Decruyenaere (1986) bereikt op basis van LISREL zelfs 46% van zulke variantie. Beider bevindingen berusten op relatief uitgebreide testsessies, waar onze gegevens in slechts drie uren bekomen werden. Een bij het begin van het academiejaar afgenomen studeervaardigheidsproef, die in miniatuur de situatie van een eerstejaarsstudent(e) poogt na te bootsen, is dus in hoge mate predictief t.o.v. het uiteindelijke examen in de juli- zittijd. Dit resultaat is voor een groot gedeelte te danken aan de overeenkomst tussen de test- en de criterium-situatie. Soortgelijke leerproeven bewezen ook in andere contexten predictief valide te zijn: bv. de Algebra PrognoseTest van Piron en Stinissen en de Latijnse PrognoseTest van Nuttin en Swinnen in de overgang van het Lager naar het Secundair onderwijs. Toch is er een wezenlijk verschil: de nomologische validiteit van deze laatste proeven dient in feite nog steeds te worden aangetoond.

De bevindingen van het empirisch onderzoek wijzen op een hoge predictieve waarde van de door een studeervaardigheidsproef gemeten procescomponenten enerzijds en van de doorlopen vooropleiding S.O. anderzijds ten overstaan van het studierendement op het einde van die eerste kandidatuur. Een *viertal determinanten* laat zich in onderhavig onderzoek onderkennen. Ze zijn te ordenen naar relatief belang in functie van het criterium; hun nomologische betekenis in deze context kan aansluitend geduid worden.

Een eerste determinant (cf. meetmodel, KSI3) vormt de beschikbaarheid van een reeds opgebouwd kennisbestand en de vaardigheid in het oproepen van elementen daaruit die niet alleen gerelateerd kunnen worden aan nieuwe informatie, maar ook als ankerplaats voor die nieuwe informatie kan fungeren. Het belang van *voorkennis* werd reeds vroeger onderkend (Ausubel, 1963). De gevonden predictieve waarde van inhoudelijke voorkenniscomponenten zijn congruent met de bevindingen van Decruyenaere en Janssen (1989). Een tweede determinant (KSI4) is de *studiekeuze-overtuiging* van de student(e), nl. het zich persoonlijk geïnteresseerd weten inzake de aangeboden studiedomeinen. Deze determinant onderbouwt de intrinsieke (leer)motivatie om psychologie te gaan (blijven) studeren. De *snelheid van informatieverwerking* (KSI1) is de derde predictor voor het studierendement. De samenhang

van de snelheid der verwerking met de leermotivatatie blijkt niet alleen uit onze gegevens, maar sluit ook aan bij de resultaten van ander onderzoek naar de invloed van leermotivatatie op cognitieve processen (d'Ydewalle, 1980). De snelheid van verwerking bij het stillezen bezit een directe positieve invloed op het studierendement, terwijl ze bij de reproductie een geringe negatieve invloed had op het criterium. De snelheid en effectiviteit van cognitieve verwerking bij de reproductie hebben echter een positief effect op de vierde determinant. De *doelgerichtheid van de kennisontwikkeling* (KSI2), nl. de wijze waarop kennisopslag georganiseerd blijkt, is ipso facto verbonden met het reeds bestaande kennisrepertorium. Het oproepen van informatie uit het permanente geheugen is niet alleen functie van de voorkennis, de snelheid van verwerking (zoekprocessen) en de leermotivatatie, maar ook van de intelligente (her-)structurering van die kennisinhouden. Dit structureren kunnen we bij Pask (1976a,b) begrijpen als het weloverwogen hanteren van de denkstrategieën serialisme en holisme, wat impliceert dat de student „versatile” moet zijn. De gering bevonden bijdrage van de component synthetiseren aan deze determinant staat reeds eerder gevonden niet-significante verbanden tussen synthetiseren en het studierendement (Decruyenaere & Janssen, 1989) op het niveau eerste kandidatuur. We vermoeden dat de bijdrage van de procescomponent synthetiseren groter zal zijn naarmate de persoonsbetrokkenheid in de doelgerichtheid van de kennisontwikkeling zich meer prononceert; uit de analyses van onze follow-up studie bleek reeds dat ouderejaarsstudenten, die reeds meer curriculumervaring verworven hebben en mede daardoor zich ook op meer persoonlijke wijze met hun studeren zullen inlaten gezien de hen geboden keuzemogelijkheden in hun studieprogramma, een beter studierendement behalen in hun tweede en derde jaar naarmate ze een hogere score behaalden op de schaal selectief combineren.

Onze operationalisatie van het proces studeren als de integratie van denken en leren op basis van de motivatie is relatief bevredigend. De denkcomponenten analyseren (diepgang) en structureren (snelheid en efficiëntie) evenals de leercomponenten verstaan en de (doel)gerichtheid in de uitbouw van de kennis blijken, zeker in eerste aanzet, behoorlijk geoperationaliseerd te zijn.

Concrete vraagstelling 1

De studieuitslagen in de laatste jaren van het S.O. bleken jarenlang als X-factor de beste predictor voor succes in het H.O. (Christiaens,

1967; Janssen, 1971). De gevolgde richting S.O. blijkt echter evenzeer predictief valide te zijn ten overstaan van het studiesucces in het H.O. (De Neve, 1985; Stinissen, 1987). Opdenakker (1989) stelt in haar onderzoek naar de samenhang tussen de loopbaan in het V.S.O. en het slagen in het H.O. zelfs vast dat de meeste leerlingen voor een studie in het H.O. opteren die — vanuit hun perspectief — inhoudelijk gezien in de lijn ligt van hun studie in het S.O. Deze vaststelling is merkwaardig en terzelfdertijd tragisch daar er voor Psychologie slechts één inhoudelijk congruente richting in het V.S.O. bestond, nl. Psychosociale Wetenschappen. Deze B-afdeling bleek vanuit het SOHO-onderzoek echter een negatief RISOHO-gewicht te hebben (zie Tabel 3). Iets analoogs doet zich voor t.o.v. de universitaire studierichtingen Economie. De ermee „complementaire” studierichting in het S.O. blijkt echter allerm minst „acceptabel” qua vooropleiding; slechts weinig studenten met dit vakkenpakket slagen. Observaties als deze tekenen de kloof tussen S.O. en Universiteit. In onze benadering van studeren stelt zich dan ook de vraag welke vaardigheden deel uitmaken in de predictieve waarde van de X-factor vooropleiding.

Door toedoen van LISREL kunnen we 20% in de variantie van de vooropleiding, zoals deze gekwantificeerd werd t.o.v. in het SOHO-onderzoek betrokken studierichtingen in de humane wetenschappen, verklaren. Deze verschillen betreffen primo de beschikbaarheid en opropbaarheid van domein-specifieke kennis en secundo formele studeercapaciteiten in termen van snelheid van verwerking enerzijds en in termen van efficiënt intelligentie-gebruik anderzijds. De Corte en Verschaffel (1986) menen dat intelligentie een kwestie is van meer domein-specifieke kennis én van betere procedurale kennis. De vraag blijft echter hoe deze beide elkaar beïnvloeden. Het hier ontwikkelde LISREL-model leert ons dat verschillen in vooropleiding rechtstreeks geïdentificeerd kunnen worden vanuit verschillen in domein-specifieke voorkennis, maar in belangrijkere mate vanuit de verschillen in formele studeercapaciteiten. De voorkennis wordt zelfs mede bepaald door de component snelheid van cognitieve verwerking. De invloed van voorkennis op de formele studeercapaciteiten is weliswaar minder beduidend dan de inverse relatie, maar blijft niettemin getuigen van een circulair proces.

Een belangrijke inconvenient voor onderhavig onderzoek is evenwel het gebrek aan informatie omtrent de interindividuele verschillen in niveau waarop men afstudeert per studierichting S.O. Deze beperking drukt t.o.v. de in dit onderzoek gehanteerde criteriumvariabelen ver-

moedelijk het percentage aan verklaarde variantie in de vooropleiding en via de modelformulering voor studeervaardigheid én vooropleiding ook het uiteindelijk te verklaren percentage in PROJ.

Concrete vraagstelling 2

De studeervaardigheidsproef zoals gereconstrueerd in de ontwikkelde meetschalen en gecombineerd met RISOHO heeft een R^2 van .453 met het studierendement. Maar welke betekeniswaarde heeft de studeervaardigheidsproef als zodanig inzake de verklaring van studie-uitslagen? Via LISREL laat de proef ons toe zelfs 35% van de criteriumvariantie te verklaren; dit komt neer op een multiple correlatie van .59 met het criterium. De bekomen gegevens confirmeren de reeds relatief hoog bevonden validiteit van een studeervaardigheidsproef t.a.v. de studieresultaten in de juli-zittijd. De toevoeging van de variabele vooropleiding laat een winst van 10,4% in de verklaarde criteriumvariantie optekenen (R^2 stijgt van .349 naar .453). Alhoewel de contributie van de vooropleiding (RISOHO) aan het predictie-onderzoek inzake studierendement van eerstejaars zeker niet mag veronachtzaamd worden, blijkt de betekenis van de binnen deze studeervaardigheidsproef ontwikkelde metingen samen substantieel waardevoller te zijn dan de vooropleiding. Niettegenstaande de procentuele overlapping in de variantie tussen RISOHO en het criterium 26% bedraagt ($r = .51$), zien we het percentage — na de toevoeging van een studeervaardigheidsproef — stijgen tot 45,3%: d.w.z. een winst van 19,3% in verklaarde variantie.

Kritische bedenkingen

Als we terugkeren naar de centrale onderzoeksvraag of het mogelijk is via een modelmatige benadering meer inzicht te verkrijgen in de complexe relatie tussen studeervaardigheden en studierendement, dan vergt het positieve antwoord hierop enige nuancering. Niettegenstaande de empirische bevindingen belangrijke inzichten hebben aangereikt, willen we de bekomen LISREL-modelformuleringen niet als de enig juiste afschilderen. Een modeloplossing is immers enkel acceptabel als ze niet in strijd is met de geobserveerde datamatrix en als ze theoretisch goed gefundeerd is. De bedenking blijft dat zulke acceptabiliteit geen voldoende voorwaarde is om andere modellen af te wijzen. Welke elementen kunnen het nog niet verklaarde deel van de variantie op-eisen: aspecten van somatische en psychische gezondheid, effecten van causale attributie op succes en mislukking, metacognitieve eigenschap-

pen, ...? Er blijft dus nood aan verdere theorievorming hieromtrent (Janssen, 1989).

De implementatie van een „excursie doorheen het domein van mijn toekomstige studie” kan ons inziens een onmisbare schakel in het studiekeuzeproces worden. Aankomende eerstejaars kunnen zo zelf hun eigen mogelijkheden qua kennis en capaciteiten aftasten op een voor henzelf „face-valiede” wijze. Een nog betere versie kan ontwikkeld worden t.o.v. de eerste kandidatuur Psychologie en aansluitend inhoudelijk getransformeerd worden naar andere studiedomeinen. We verwachten dat gelijkaardige studeervaardigheidsproeven ook daar een substantiële contributie betekenen voor modelmatige verklaringen van het studierendement. Uit de onderlinge vergelijking van zulke procesmodellen kunnen dan nog meer algemene procescomponenten in het studeren onderscheiden worden. De 45% hier verklaarde criteriumvariantie is ons inziens nog geen limiet.

REFERENTIES

- Asher, H.B. (1976). *Causal modeling* (Quantitative Applications in the Social Sciences, 3). Beverly Hills, London: Sage publications.
- Ausubel, D.P. (1963). *The psychology of meaningful verbal learning. An introduction to school learning*. New York: Grune and Stratton.
- Campbell, D.T. (1960). Recommendations for APA test standards regarding construct, trait, or discriminant validity. *The American Psychologist*, 15, 546-553.
- Christiaens, X. (1967). *De overgang van het secundair onderwijs naar het hoger onderwijs*. Niet gepubliceerd doctoraatsproefschrift, Katholieke Universiteit Leuven.
- De Corte, E., & Verschaffel, L. (1986). Intelligentie: Een kwestie van meer domein-specifieke kennis of van betere denkmethoden? In *Intelligentie: tussen meten en weten, in theorie en praktijk. Bijdragen tot het symposium bij het afscheid van Prof. Dr. J. Stinissen* (pp. 67-88). Leuven: Universitaire Pers.
- Decruyenaere, M. (1986). *Een structureel model ter verklaring van studieprestaties op niveau eerste kandidatuur; een variatie op een oud thema*. Niet gepubliceerd doctoraatsproefschrift, Katholieke Universiteit Leuven.
- Decruyenaere, M., & Janssen, P.J. (1989). A structural model for individual differences in academic performance of freshmen. In H. Mandl, E. De Corte, N. Bennett, & H.F. Friedrich (Eds.), *Learning and instruction. European research in an international context* (Volume 2.1, pp. 481-495). Oxford: Pergamon Press.
- Delbeke, L. (1986). *Inleiding tot de multivariate methoden in de psychologie*. Leuven: Acco.

- De Neve, H. (1985). *22618 generatiestudenten. Over recruterings en slaagcijfers aan de K.U.Leuven in de periode 1979-80 t.e.m. 1983-84*. Leuven: Dienst Universitair Onderwijs.
- d'Ydewalle, G. (1980). Studies over de leermotivatie in het kader van de informatieverwerkingstheorieën. In *Gedrag, dynamische relatie en betekeniswereld. Liber Amicorum Prof. J.R. Nuttin* (pp. 303-319). Leuven: Universitaire Pers.
- Gulliksen, H. (1958). *Theory of mental tests*. New York: Wiley.
- Janssen, P.J. (1971). Componenten van behaalde studieresultaten in enkele eerste kandidaturen: een psychodiagnostische exploratie. II. Resultaten. *Psychologica Belgica*, 11, 1-22.
- Janssen, P.J. (1989). Task, development, and process in student learning: Towards an integrated theory of studying. *European Journal of Psychology of Education*, 4, 469-488.
- Janssen, P.J., & De Neve, H. (1988). *Studeren en doceren aan het hoger onderwijs: vakmanschap als leeropdracht*. Leuven: Acco.
- Jöreskog, K.G. (1973). A general method for estimating a linear structural equation system. in A.S. Goldberger & O.D. Duncan (Eds.), *Structural equation models in the social sciences* (pp. 85-112). New York: Seminar Press.
- Jöreskog, K.G., & Sörbom, D. (1981). *Analysis of linear structural relationships by Maximum Likelihood and Least Squares Methods — V*. Chicago: National Educational Resources.
- Lacante, M.F.E. (1981). *Van intelligentie, persoonlijkheid, studiestrategie en studeergedrag naar studieresultaat*. Niet gepubliceerd doctoraatsproefschrift, Katholieke Universiteit Leuven.
- Long, J.S. (1983). *Covariance structure models. An introduction to LISREL* (Quantitative Applications in the Social Sciences, 34). Beverly Hills, London, New Delhi: Sage Publications.
- Marton, F., & Säljö, R. (1976). On qualitative differences in learning: I — Outcome and process. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 4-11.
- Minnaert, A. (1988). *Op excursie doorheen het studiedomein psychologie; optimalisering van een studeervaardigheidsproef voor abiturienten via operationalisatie van procescomponenten in het model 'Fons Vitae'*. Niet gepubliceerde licentiaatsverhandeling, Katholieke Universiteit Leuven.
- Opdenakker, M.-C. (1989). *Onderzoek naar de samenhang tussen de studieloopbaan in het VSO en in de aanvangsjaren van het hoger onderwijs*. Niet gepubliceerde licentiaatsverhandeling, Katholieke Universiteit Leuven.
- Overall, J.E., & Woodward, J.A. (1977). Discriminant analysis with categorical data. *Applied Psychological Measurement*, 1, 371-384.
- Pask, G. (1976a). Conversational techniques in the study and practice of education. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 12-25.
- Pask, G. (1976b). Styles and strategies of learning. *British Journal of Educational Psychology*, 46, 128-148.
- Salomon, G. (1989). Technology for the mind: Partner and nourisher. In P. Span, E. De Corte, & B. van Hout Wolters (Eds.), *Onderwijsleerprocessen: Strategieën voor de verwerking van informatie* (pp. 1-12). Amsterdam/Lisse: Swets & Zeitlinger.

- Sörbom, D. (1978). An alternative to the methodology for analysis of variance. *Psychometrika*, 43, 381-396.
- Sternberg, R.J. (1985). *Beyond IQ. A triarchic theory of human intelligence*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Stinissen, J. (red.). (1987). *De overgang van secundair naar hoger onderwijs. Een follow-up van 6000 abiturienten — Rapport 3: Doorstromen en slagen*. Leuven: Acco.
- Stinissen, J., & Vander Steene, G. (1980). Oriëntering en selectie voor de universiteit. In *Gedrag, dynamische relatie en betekeniswereld. Liber Amicorum Prof. J.R. Nuttin* (pp. 423-455). Leuven: Universitaire Pers.
- Van Overwalle, F. (1989). Success and failure of freshmen at university: A search for determinants. *Higher Education*, 18, 287-308.
- Verhelst, N., & Vander Steene, G. (1972). A Gulliksen item analysis program. *Behavioral Science*, 17, 491-493.
- Vermaelen, M. (1974). *Ontwerp van studeervaardigheidstest voor de kandidaatsstudie in psychologie en pedagogische wetenschappen*. Niet gepubliceerde licentiaatsverhandeling, Katholieke Universiteit Leuven.
- Wiley, D.E. (1973). The identification problem for structural equation models with unmeasured variables. In A.S. Goldberger & O.D. Duncan (Eds.), *Structural equation models in the social sciences* (pp. 69-83). New York: Seminar Press.